

Das Wertwandel-Theorem Ronald Ingleharts: Methodenausbildung anhand des ALLBUS

Bühl, Achim

Veröffentlichungsversion / Published Version
Arbeitspapier / working paper

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:
GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Bühl, A. (1995). *Das Wertwandel-Theorem Ronald Ingleharts: Methodenausbildung anhand des ALLBUS*. (ZUMA-Arbeitsbericht, 1995/06). Mannheim: Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen -ZUMA-. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-70255>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

ZUMA-Arbeitsbericht 95/06

**Das Wertewandel-Theorem Ronald Ingleharts
Methodenausbildung anhand des ALLBUS**

Achim Bühl

Oktober 1995

Achim Bühl
Philipps-Universität Marburg
FB Gesellschaftswissenschaften und Philosophie
Institut für Soziologie
Block D, Erdgeschoss
Wilhelm-Röpke-Str. 6
35039 Marburg

Telefon: (06241) 282138

Das Wertewandel-Theorem Ronald Ingleharts. Methodenausbildung anhand des ALLBUS Achim Bühl

1. Einleitung

Wir wollen im folgenden ein Beispiel darstellen für einen unseres Erachtens erfolgreichen Einsatz des ALLBUS in der Methodenausbildung von Studierenden der Soziologie sowie der Politikwissenschaft. ⁽¹⁾ Schwerpunkt unseres im Sommersemester 95 am Institut für Soziologie der Universität Marburg durchgeführten ALLBUS-Seminars bildete die Überprüfung des Wertewandel-Theorems Ronald Ingleharts mittels geeigneter Verfahren anhand des ALLBUS von 1991, worauf sich auch die folgenden Daten beziehen. Methodisch wurden dabei Überprüfungen u. a. anhand der Faktorenanalyse, des Chi-Quadrat-Tests, der Diskriminanzanalyse, des logit-loglinearen Verfahrens sowie der CHAID-Analyse vorgenommen. ⁽²⁾ Benutzt wurde dabei das Programm SPSS für Windows, Version 6. ⁽³⁾

2. Das Wertewandel-Theorem Ronald Ingleharts

In seiner Studie "Kultureller Umbruch. Wertewandel in der westlichen Welt" vertritt Inglehart die Position, daß sich die Wertvorstellungen in den westlichen Gesellschaften signifikant verschoben haben. Während früher materielles Wohlergehen und physische Sicherheit im Vordergrund gestanden hätten, würde heute mehr Gewicht auf die Lebensqualität gelegt. Die Wertprioritäten hätten sich so vom Materialismus zum Postmaterialismus verschoben. Die Verschiebung führt Inglehart u. a. darauf zurück, daß die Menschen nach dem Zweiten Weltkrieg vor allem in den westeuropäischen Ländern und den USA ökonomische und physische Sicherheit in einem bislang nicht gekannten Maß erlebt hätten. Jüngere Generationen, welche in ihren formativen Jahren in dieser Sicherheit groß geworden seien, würden mit traditionellen Wertvorstellungen und Normen der älteren Generationen brechen. Für Inglehart vollzieht sich als Folge dieser langfristigen wirtschaftlichen Sicherheit ein intergenerationeller Wertewandel mit umfassenden gesellschaftlichen Konsequenzen. ⁽⁴⁾

In einer ersten Phase des Methodenseminars wurde das ALLBUS-Projekt vorgestellt sowie das Wertewandel-Theorem Ingleharts anhand einer gemeinsamen Lektüre der Studienausgabe "Kultureller Umbruch" erarbeitet. ⁽⁵⁾

3. Vorstellung des ALLBUS-Projektes

Das ALLBUS-Projekt kann heutzutage sehr gut mit Hilfe des Mediums Internet vorgestellt werden. Im Rahmen eines Workshops wurden die SeminarteilnehmerInnen mit dem World Wide Web-System sowie der Bedienung des Netscape-Browsers vertraut gemacht. Per Eingabe der URL-Adresse: <gopher://gopher.zuma.de> kann auf die gewünschten Informationen zum ALLBUS zugegriffen werden. Die TeilnehmerInnen konnten sich so rasch über Ziele, Fragenprogramm, Themenschwerpunkte sowie institutionelle und organisatorische Grundlagen des ALLBUS informieren. ⁽⁶⁾

4. Der Inglehart-Index

Seit seinem Start im Jahre 1980 werden im ALLBUS vier Einzelfragen gestellt, die sich auf das Wertewandel-Theorem Ronald Ingleharts beziehen. Gefragt wird danach, welche Bedeutung der Proband den Werten "Aufrechterhaltung von Ruhe und Ordnung im Land", "verstärkte Mitsprache des Volkes bei den Entscheidungen der Regierung", "Bekämpfung des Preisanstieges" und dem "Schutz des Rechts auf freie Meinungsäußerung" beimißt. Ein Proband, welcher die vier Werte miteinander verglich, konnte jeweils antworten, ob er den

entsprechenden Wert "am wichtigsten", "am zweitwichtigsten", "am drittwichtigsten" oder am "viertwichtigsten" hielt. Eine einfache Häufigkeitsverteilung der vier Variablen ergibt zunächst einmal für das Jahr 1991 folgendes Bild:

V108 WICHTIGKEIT VON RUHE UND ORDNUNG

Value Label	Value	Frequency	Percent	Valid Percent	Cum Percent
AM WICHTIGSTEN	1	1313	42,9	42,9	42,9
AM ZWEITWICHTIGSTEN	2	691	22,6	22,6	65,5
AM DRITTWICHTIGSTEN	3	597	19,5	19,5	85,1
AM VIERTWICHTIGSTEN	4	395	12,9	12,9	98,0
WEISS NICHT	8	30	1,0	1,0	99,0
KEINE ANGABE	9	32	1,0	1,0	100,0
Total		3058	100,0	100,0	

Valid cases 3058 Missing cases 0

V109 WICHTIGKEIT VON BÜRGEREINFLUSS

Value Label	Value	Frequency	Percent	Valid Percent	Cum Percent
AM WICHTIGSTEN	1	976	31,9	31,9	31,9
AM ZWEITWICHTIGSTEN	2	790	25,8	25,8	57,8
AM DRITTWICHTIGSTEN	3	736	24,1	24,1	81,8
AM VIERTWICHTIGSTEN	4	477	15,6	15,6	97,4
WEISS NICHT	8	44	1,4	1,4	98,9
KEINE ANGABE	9	35	1,1	1,1	100,0
Total		3058	100,0	100,0	

Valid cases 3058 Missing cases 0

V110 WICHTIGKEIT DER INFLATIONSBEKÄMPFUNG

Value Label	Value	Frequency	Percent	Valid Percent	Cum Percent
AM WICHTIGSTEN	1	248	8,1	8,1	8,1
AM ZWEITWICHTIGSTEN	2	696	22,8	22,8	30,9
AM DRITTWICHTIGSTEN	3	879	28,7	28,7	59,6
AM VIERTWICHTIGSTEN	4	1142	37,3	37,3	97,0
WEISS NICHT	8	48	1,6	1,6	98,5
KEINE ANGABE	9	45	1,5	1,5	100,0
Total		3058	100,0	100,0	

Valid cases 3058 Missing cases 0

V111 WICHTIGKEIT V. FREIER MEINUNGSÄUSSERUNG

Value Label	Value	Frequency	Percent	Valid Percent	Cum Percent
AM WICHTIGSTEN	1	488	16,0	16,0	16,0
AM ZWEITWICHTIGSTEN	2	839	27,4	27,4	43,4
AM DRITTWICHTIGSTEN	3	762	24,9	24,9	68,3
AM VIERTWICHTIGSTEN	4	880	28,8	28,8	97,1
WEISS NICHT	8	49	1,6	1,6	98,7
KEINE ANGABE	9	40	1,3	1,3	100,0
Total		3058	100,0	100,0	

Valid cases 3058 Missing cases 0

Bei den Items v108 ("Ruhe und Ordnung") sowie den Items v110 ("Bekämpfung des Preisanstiegs/der Inflation") handelt es sich nach Inglehart um materialistische Items, bei den Items v109 ("Bürger einfluß") und v111 ("freie Meinungsäußerung") um postmaterialistische Items. Einem materialistischen Item folgt somit jeweils ein postmaterialistisches Item. Es handelt sich um die vier klassischen Items des Politologen Inglehart. In seinen zahlreichen Studien - beginnend schon in den frühen 70-er Jahren - hat Ronald Inglehart diese vier Items zu einer 4-er Skala bzw. einem Index miteinander kombiniert. ⁽⁷⁾ Dabei dienten die Items "Ruhe und Ordnung" (v108) und "Bekämpfung des Preisanstiegs" (v110) zur Bestimmung des Materialisten, die Items "Wichtigkeit von Bürger einfluß" (v109) und "Wichtigkeit von freier Meinungsäußerung" (v111) zur

Bestimmung des Postmaterialisten. Je nach Kombination der Antworten wurde die befragte Person von Ronald Inglehart als

- reiner Materialist
- reiner Postmaterialist
- materialistischer Mischtyp
- postmaterialistischer Mischtyp

eingestuft. Die Antwortkombination v108/v110 entspricht dem reinen Materialisten, die Antwortkombination v109/v111 dem reinen Postmaterialisten. Je nachdem, ob das erste Ziel eines Probanden ein Materialismus-Item oder ein Postmaterialismus-Item war, wurde der Befragte als materialistischer Mischtyp bzw. postmaterialistischer Mischtyp bezeichnet. Als Grundlage eines zu bildenden Indexes ergeben sich somit die folgenden Kombinationsmöglichkeiten:

wichtigstes Ziel	zweitwichtigstes Ziel	Inglehart-Index
v108	v110	reiner Materialist
v110	v108	reiner Materialist
v109	v111	reiner Postmaterialist
v111	v109	reiner Postmaterialist
v108	v109	materialist. Mischtyp
v108	v111	materialist. Mischtyp
v110	v109	materialist. Mischtyp
v110	v111	materialist. Mischtyp
v109	v108	postmat. Mischtyp
v109	v110	postmat. Mischtyp
v111	v108	postmat. Mischtyp
v111	v110	postmat. Mischtyp

Anhand der vier Variablen kann in einem Methodenseminar u. a. die Bildung eines Indexes recht gut besprochen werden.
Das folgende SPSS-Programm nimmt die Bildung des Indexes entsprechend der obigen Kombinationstafel vor.

```

/* Bildung eines Indexes */
/* am Beispiel des Wertewandel-Theorems Ronald Ingleharts */

/* reine Materialisten */

if (v108 = 1 and v110 = 2) ingl_ind = 4 .
if (v110 = 1 and v108 = 2) ingl_ind = 4 .

/* reine Postmaterialisten */

if (v109 = 1 and v111 = 2) ingl_ind = 1 .
if (v111 = 1 and v109 = 2) ingl_ind = 1 .

/* materialistischer Mischtyp */

if (v108 = 1 and v109 = 2) ingl_ind = 3 .
if (v108 = 1 and v111 = 2) ingl_ind = 3 .
if (v110 = 1 and v109 = 2) ingl_ind = 3 .
if (v110 = 1 and v111 = 2) ingl_ind = 3 .

/* postmaterialistische Mischtypen */

if (v109 = 1 and v108 = 2) ingl_ind = 2 .
if (v109 = 1 and v110 = 2) ingl_ind = 2 .
if (v111 = 1 and v108 = 2) ingl_ind = 2 .
if (v111 = 1 and v110 = 2) ingl_ind = 2 .

/* Weiss nicht */

```

```

if (v108 = 8 and v109 = 8 and v110 = 8 and v111 = 8) ingl_ind = 8 .
if (v108 = 8 and v109 = 8 and v110 = 8)          ingl_ind = 8 .
if (v108 = 8 and v109 = 8 and v111 = 8)          ingl_ind = 8 .
if (v108 = 8 and v110 = 8 and v111 = 8)          ingl_ind = 8 .
if (v109 = 8 and v110 = 8 and v111 = 8)          ingl_ind = 8 .

/* keine Angabe */

if (v108 = 9 and v109 = 9 and v110 = 9 and v111 = 9) ingl_ind = 9 .
if (v108 = 9 and v109 = 9 and v110 = 9)          ingl_ind = 9 .
if (v108 = 9 and v109 = 9 and v111 = 9)          ingl_ind = 9 .
if (v108 = 9 and v110 = 9 and v111 = 9)          ingl_ind = 9 .
if (v109 = 9 and v110 = 9 and v111 = 9)          ingl_ind = 9 .

variable labels ingl_ind 'Inglehart-Index' .
value labels ingl_ind 1 'Postmaterialisten'
                  2 'PM-Mischtyp'
                  3 'M-Mischtyp'
                  4 'Materialisten'
                  8 'Weiss nicht'
                  9 'keine Angabe' .

execute .

```

Es werden zunächst die reinen Materialisten gebildet. Falls die Bedingung zutrifft, daß in der Variablen v108 der Wert 1 steht und in der Variablen v110 der Wert 2, soll die zu bildende Variable ingl_ind den Wert 4 (für "Materialisten") erhalten. Danach werden die reinen Postmaterialisten gebildet, welche den Wert 1 zugewiesen bekommen. Bei den materialistischen sowie den postmaterialistischen Mischtypen sind jeweils vier Kombinationen denkbar, welche im folgenden abgefragt werden. Die anschließenden beiden Rubriken stehen für die Antwort "weiß nicht" bzw. "keine Angabe". Der Inglehart-Index erhält jeweils den Wert 8 für "weiß nicht", wenn drei oder vier der Items mit "weiß nicht" beantwortet wurden, den Wert 9 für "keine Angabe", wenn drei oder vier Items mit "keine Angabe" beantwortet wurden. Falls z. B. ein Proband das Item v108 mit "am wichtigsten" beantwortet hat, die folgenden drei Items aber mit "weiß nicht", fällt er insgesamt in die Kategorie der "weiß nicht-Antwortenden".

Es sei darauf hingewiesen, daß die jeweils untereinanderstehenden AND-Verbindungen (Konjunktionen) auch jeweils in eine Disjunktion umgewandelt werden können, indem sie mit dem logischen Operator OR verbunden werden.

Eine Häufigkeitsverteilung der Variablen ingl_ind ergibt folgendes Ergebnis:

INGL_IND Inglehart-Index

Value Label	Value	Frequency	Percent	Valid Percent	Cum Percent
Postmaterialisten	1	673	22,0	22,0	22,0
PM-Mischtyp	2	789	25,8	25,8	47,8
M-Mischtyp	3	956	31,3	31,3	79,1
Materialisten	4	598	19,6	19,6	98,6
Weiss nicht	8	19	,6	,6	99,2
keine Angabe	9	23	,8	,8	100,0
Total		3058	100,0	100,0	

Valid cases 3058 Missing cases 0

Von den 3058 Befragten konnten sich 98,6% in eine Gruppe des Indexes einordnen lassen, 41,6% fielen auf die reinen Typen. Die Gruppe, in der fast ein Drittel aller Fälle liegen, ist die des materialistischen Mischtyps. Der postmaterialistische Mischtyp kann etwas mehr als ein Viertel aufweisen. Bei den reinen Typen ist der des Postmaterialisten etwas stärker ausgeprägt als der des Materialisten. Materialisten und materialistische Mischtypen ergeben insgesamt 50,9%; Postmaterialisten und postmaterialistische Mischtypen insgesamt 47,8%. Es besteht somit ein leichtes Übergewicht in Richtung Materialismus.

Die Ergebnisse entsprechen der Indexvariablen v112 des ALLBUS 1991.

5. Kumulierter ALLBUS-Datensatz (1980-1992)

Der von Ronald Inglehart vertretene kulturelle Wandel ist letztendlich eine Erscheinung, die nur in der Langzeitperspektive erfaßt werden kann, d. h. durch eine Überprüfung anhand von Zeitreihenbetrachtungen. Außerordentlich interessant wäre es z. B., in einigen Jahren eine Häufigkeitsverteilung des Inglehart-Indexes des Jahres 2000 mit dem von uns soeben gebildeten des Jahres 1991 zu vergleichen. Das Jahr 2000 ist für Inglehart der Umschlagspunkt im Verhältnis zwischen den beiden Werttypen. Nach der Jahrtausendwende prognostiziert Inglehart die Dominanz des postmaterialistischen Typus.⁽⁸⁾

Da wir solange aber nicht warten wollen, bietet sich über den WWW-Server der Gesellschaft Sozialwissenschaftlicher Infrastruktureinrichtungen e.V. (GESIS) eine gute Möglichkeit, um über Suchbegriffe gezielt auf den kumulierten ALLBUS-Datensatz (1980-1992) zuzugreifen. Die URL-Adresse lautet: "http://www.social-science-geis.de". Diese kann über einen entsprechenden Browser wie z. B. Netscape aktiviert werden. Im Eingangsmenü des WWW-Servers der GESIS klickt man auf die Option ZA, im Menü des Kölner Zentralarchivs auf die Option ALLBUS. Angelangt im Gopher-Menü der ZUMA wählt man den Katalog "ALLBUS - Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften" aus und aktiviert schließlich die Option "ALLBUS Codebuch: Kumulation 1980-1992". Es bietet sich nunmehr die Möglichkeit, einen Suchbegriff für die Gopher-Suche einzutragen. Wir tragen hier den Suchbegriff "Inglehart-Index" ein und erhalten folgendes Ergebnis:

ZA-No. 1795

ALLBUS 1980-92

V61 INGLEHART-INDEX

Inglehart-Index

	Ungewichtet		% N=
	Abs.	%	24415
1. Postmaterialisten	5388	21.77	22.07
2. Postmaterialistischer Mischtyp	5388	21.77	22.07
3. Materialistischer Mischtyp	7502	30.31	30.73
4. Materialisten	6137	24.79	25.14
8. Weiß nicht	104	0.42	.
9. Keine Angabe	235	0.95	.
	-----	-----	-----
	24754	100.00	100.00

	1980	1982	1984	1986	1988	1990	1991-W	1991-O	1992-W	1992-O
1	13.4	14.2	22.5	26.1	27.7	31.5	30.1	14.6	23.3	9.8
2	17.4	16.1	20.8	20.8	21.6	24.6	27.2	25.1	27.0	30.1
3	31.2	31.5	27.5	35.7	31.3	28.7	29.6	33.8	27.0	31.3
4	37.9	38.3	29.2	17.4	19.4	15.2	13.1	26.5	22.7	28.8
8					50M	10M	8M	11M	18M	7M
9	52M	28M	45M	16M	7M	45M	6M	17M	11M	8M
	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
	2903	2963	2959	3079	2995	2996	1500	1516	2371	1133

Die Tabelle zeigt, daß der Anteil der Postmaterialisten von 1980 bis 1990 von 13,4% auf 31,5% deutlich angestiegen ist. In den westdeutschen Bundesländern sinkt dieser Anteil erstmals im Jahre 1991 leicht auf 30,1%. Ein deutlicher Einschnitt ist im Jahre 1992 festzustellen. Der Anteil der Postmaterialisten beträgt nunmehr nur noch 23,3%, innerhalb eines Jahres also eine Differenz um fast 7 Prozentpunkte. Der Anteil der Materialisten geht von 1980 bis 1991 von 37,9% auf 13,1% zurück. Von 1991 auf 1992 steigt der Anteil der Materialisten innerhalb eines Jahres um fast 10 Prozentpunkte auf 22,7%.

Verglichen mit den westdeutschen Bundesländern liegt der Anteil der Postmaterialisten in Ostdeutschland deutlich niedriger und sinkt von 1991 auf 1992 um fast 5 Prozentpunkte auf 9,8%. Der in den ostdeutschen Bundesländern im Vergleich zum Westen deutlich höhere Anteil an Materialisten steigt weiter leicht an.

Um weitere Aufschlüsse zu erhalten, können wir auch eine Häufigkeitsverteilung der in den Inglehart-Index eingehenden vier Variablen für den Zeitraum 1980-92 abrufen. Wir geben hierfür nacheinander die Suchbegriffe "Ordnung", "Inflationsbekaempfung", "Buergereinfluss", und Meinungsaeusserung" als Suchbegriffe für die Gopher-Recherche ein und erhalten die folgenden Übersichten:

ZA-No. 1795

ALLBUS 1980-92

V57 WICHTIGKEIT VON RUHE UND ORDNUNG

Aufrechterhaltung von Ruhe und Ordnung

		Ungewichtet Abs.	%	N=
				24344
1.	Am wichtigsten	10524	42.51	43.23
2.	Am zweitwichtigsten	5288	21.36	21.72
3.	Am drittwichtigsten	4531	18.30	18.61
4.	Am viertwichtigsten	4001	16.16	16.44
8.	Weiß nicht	137	0.55	.
9.	Keine Angabe	273	1.10	.
		24754	100.00	100.00

	1980	1982	1984	1986	1988	1990	1991-W	1991-O	1992-W	1992-O
1	47.6	50.9	39.0	45.7	41.8	36.5	35.5	52.0	36.7	49.8
2	22.2	20.8	22.8	19.4	19.2	21.6	22.2	23.9	22.6	27.6
3	15.2	13.8	17.4	19.8	19.8	21.5	22.2	17.7	23.2	15.9
4	15.0	14.5	20.8	15.0	19.2	20.4	20.0	6.5	17.4	6.7
8					60M	14M	17M	13M	28M	5M
9	51M	31M	42M	34M	17M	43M	13M	19M	14M	9M
	2904	2960	2962	3061	2975	2994	1484	1512	2358	1134

Die Bedeutung der Variablen "Ruhe und Ordnung" als wichtigstes Ziel ist von 1980 bis 1991 deutlich gesunken. Im Jahre 1992 steigt die Bedeutung in Westdeutschland erstmals - aber interessanterweise nur leicht - von 35,5% auf 36,7%. Auffallend ist auch hier die mehr als deutliche Differenz der Stimmen zwischen den westdeutschen und den ostdeutschen Bundesländern. In Ostdeutschland nimmt allerdings der Anteil der Variablen "Ruhe und Ordnung" als wichtigstes Ziel von 1991 (52,0%) auf 1992 (49,8%) sogar ab.

Item "Wichtigkeit der Inflationsbekämpfung"

ZA-No. 1795

ALLBUS 1980-92

V59 WICHTIGKEIT DER INFLATIONSBEKAEMPfung

Kampf gegen die steigenden Preise

		Ungewichtet Abs.	%	N=
				24278
1.	Am wichtigsten	3165	12.79	13.04
2.	Am zweitwichtigsten	6246	25.23	25.73
3.	Am drittwichtigsten	7060	28.52	29.08
4.	Am viertwichtigsten	7807	31.54	32.16
8.	Weiß nicht	156	0.63	.
9.	Keine Angabe	320	1.29	.

24754 100.00 100.00

	1980	1982	1984	1986	1988	1990	1991-W	1991-O	1992-W	1992-O
1	21.8	18.9	17.9	8.0	9.4	7.7	7.8	8.9	13.6	10.5
2	33.3	33.6	27.3	19.1	22.1	18.3	18.6	28.3	27.3	31.4
3	26.3	26.0	29.6	27.9	29.8	33.6	30.4	28.9	29.0	30.9
4	18.6	21.5	25.2	45.1	38.7	40.4	43.3	33.8	30.1	27.1
8					57M	16M	28M	20M	24M	11M
9	57M	32M	38M	54M	23M	46M	11M	34M	16M	9M
	2898	2959	2966	3041	2972	2989	1475	1490	2360	1128

Die Bedeutung der Variablen "Inflationsbekämpfung" als wichtigstes Ziel ist von 1980 bis 1990 von 21,8% auf 7,7% deutlich gesunken. Im Jahr 1992 steigt die Bedeutung dieses Items innerhalb eines Jahres um fast 6 Prozentpunkte auf 13,6%. Im Jahr 1992 ist die Inflationsbekämpfung interessanterweise gar für mehr Westdeutsche als Ostdeutsche wichtigstes Ziel.

Im Vergleich der beiden materialistischen Items "Ruhe und Ordnung" und "Inflationsbekämpfung" ergibt sich somit, daß der wachsende prozentuale Anteil des materialistischen Typus im Jahre 1992 vor allem auf zunehmende Voten beim Item "Inflationsbekämpfung" zurückzuführen ist, was sowohl für die Westdeutschen als auch für die Ostdeutschen gilt. Ängste und reale Probleme der Wiedervereinigung werden hierbei überdeutlich erkennbar; deutlich wird auch, daß Bedenken etwa über die "Kosten der Wiedervereinigung", wie sie ja vor allem das Item "Inflationsbekämpfung" zum Ausdruck bringt, erst zeitverzögert greifen.

Kritisch zu fragen wäre an dieser Stelle auch, ob die beiden materialistischen Items nicht doch zumindest tendenziell unterschiedliche Dimensionen erfassen.

Betrachten wir abschließend die beiden postmaterialistischen Items:

Item "Wichtigkeit von Bügereinfluß"

ZA-No. 1795

ALLBUS 1980-92

V58 WICHTIGKEIT VON BUERGEREINFLUSS

Mehr Einfluß der Bürger auf die Entscheidungen der Regierung.

		Ungewichtet	%	N=
		Abs.	%	24315
1.	Am wichtigsten	6320	25.53	25.99
2.	Am zweitwichtigsten	6078	24.55	25.00
3.	Am dritt wichtigsten	6374	25.75	26.21
4.	Am viertwichtigsten	5543	22.39	22.80
8.	Weiß nicht	172	0.69	.
9.	Keine Angabe	267	1.08	.
		24754	100.00	100.00

	1980	1982	1984	1986	1988	1990	1991-W	1991-O	1992-W	1992-O
1	16.0	16.0	24.1	26.2	24.5	34.2	33.4	32.1	31.4	35.4
2	24.0	24.4	21.5	28.1	25.3	24.6	27.0	26.0	25.4	24.8
3	27.6	29.4	26.8	25.3	28.6	23.9	25.0	24.4	23.6	24.6
4	32.4	30.3	27.5	20.3	21.6	17.2	14.6	17.4	19.6	15.2
8					64M	15M	18M	26M	31M	18M
9	55M	33M	38M	28M	12M	41M	7M	28M	15M	10M
	2900	2958	2966	3067	2976	2995	1489	1490	2354	1120

Der Anteil des Items "Bürgereinfluß" (wichtigstes Ziel) steigt von 1980 bis 1990 von 16,0% auf 34,2% deutlich an. In Westdeutschland nimmt der Anteil dieses Items im Jahre 1991 erstmals ab. Interessanterweise steigt der Anteil des Items in Ostdeutschland von 1991 auf 1992 von 32,1% auf 35,4% an. Ein im Vergleich zu den westdeutschen Bundesländern gegenläufiger Trend, der vieles mit den realen Erfahrungen des Wiedervereinigungsprozesses in Ostdeutschland zu tun haben dürfte.

Item "Wichtigkeit von freier Meinungsäußerung"

ZA-No. 1795

ALLBUS 1980-92

V60 WICHTIGKEIT V. FREIER MEINUNGSÄUSSERUNG

Schutz des Rechtes auf freie Meinungsäußerung

		Ungewichtet	%	N=
		Abs.		24289
1.	Am wichtigsten	4486	18.12	18.47
2.	Am zweitwichtigsten	6827	27.58	28.11
3.	Am dritt wichtigsten	6273	25.34	25.83
4.	Am viertwichtigsten	6703	27.08	27.60
8.	Weiß nicht	170	0.69	.
9.	Keine Angabe	295	1.19	.
		24754	100.00	100.00

	1980	1982	1984	1986	1988	1990	1991-W	1991-O	1992-W	1992-O
1	15.0	14.3	19.2	20.9	25.3	22.1	24.5	8.4	19.5	5.0
2	21.0	21.3	28.6	34.0	33.9	35.6	33.2	23.3	25.3	16.9
3	30.5	30.8	26.0	26.2	22.0	20.6	22.6	28.8	23.7	28.1
4	33.5	33.6	26.2	18.8	18.7	21.6	19.8	39.6	31.6	50.0
8					56M	12M	15M	34M	31M	22M
9	67M	32M	39M	33M	12M	44M	11M	29M	15M	13M
	2888	2959	2965	3062	2984	2995	1488	1481	2354	1113

Der Anteil des Items "freie Meinungsäußerung" (wichtigstes Ziel) steigt von 1980 bis 1991 von 15,0% auf 24,5% deutlich an. In Westdeutschland bildet das Jahr 1992 auch hier einen Einschnitt. Es erfolgt eine Abnahme auf nunmehr 19,5%. Auch in den ostdeutschen Bundesländern sinkt der Anteil von 8,4% im Jahre 1991 auf 5,0% im Jahre 1992. Im Unterschied zum Item "Bürgereinfluß", dessen Anteil ja als wichtigstes Ziel in Ostdeutschland von 1991 auf 1992 noch zunahm, scheint es so zu sein, daß diesem "Gut" nicht mehr die Bedeutung beigemessen wird. Eine Ursache könnte darin liegen, daß es in einem hohen Maß nunmehr realisiert ist.

6. Faktorenanalyse

Anhand der vier Items der 4-er Skala Ingleharts läßt sich der Kerngehalt einer Faktorenanalyse gut veranschaulichen.

Das folgende SPSS-Programm führt eine Faktorenanalyse nach der Hauptkomponentenmethode durch, als Rotationsverfahren wird die VARIMAX-Methode eingesetzt.

```

/* Durchführung einer Faktorenanalyse */
/* am Beispiel der vier Items der Vierer-Skala Ronald Ingleharts */
/* Grundlage: Daten des ALLBUS von 1991 */

FACTOR
/VARIABLES v108 v109 v110 v111 /MISSING LISTWISE /ANALYSIS v108 v109 v110
v111
/PRINT INITIAL ROTATION

```

```

/FORMAT SORT
/CRITERIA MINEIGEN(1) ITERATE(25)
/EXTRACTION PC
/CRITERIA ITERATE(25)
/ROTATION VARIMAX
/SAVE REG(ALL) .

```

Zunächst werden die Anfangs-Statistiken ausgegeben:

Initial Statistics:

Variable	Communality	*	Factor	Eigenvalue	Pct of Var	Cum Pct
V108	1,00000	*	1	1,34236	33,6	33,6
V109	1,00000	*	2	1,10606	27,7	61,2
V110	1,00000	*	3	,84475	21,1	82,3
V111	1,00000	*	4	,70683	17,7	100,0

PC extracted 2 factors.

Es gibt zwei Eigenwerte über 1, was die Extraktion von zwei Faktoren bedeutet. Der erste Faktor erklärt dabei 33,6% der Gesamtvarianz, der zweite Faktor 27,7%. Da wir die Ausgabe der unrotierten Faktormatrix unterdrückt haben, wird sogleich die rotierte Faktormatrix ausgegeben:

Rotated Factor Matrix:

	Factor 1	Factor 2
V110	,80591	,06694
V108	,75707	-,14956
V109	-,03189	,79197
V111	-,04457	,75412

Die Items v110 und v108 gehören somit zum ersten Faktor, die Items v109 und v111 zum zweiten Faktor. Aufgrund der stark divergierenden Ladungen ist die Zuordnung der vier Items zu den beiden Faktoren mehr als eindeutig, so lädt z. B. die Variable v110 mit dem Wert 0,80591 auf den Faktor 1, auf den Faktor 2 lediglich mit 0,06694. Die inhaltliche Deutung der Faktoren liegt auf der Hand. Der Faktor 1 bündelt die beiden materialistischen Items, der Faktor 2 die beiden postmaterialistischen Items. Die Faktorenanalyse entspricht somit den Inglehartschen Annahmen: Wer einem materialistischen Ziel höchste Priorität zumißt, neigt dazu, anderen materialistischen Zielen hohe Priorität einzuräumen. Entsprechend werden auch die postmaterialistischen Ziele tendenziell zusammen gewählt. Methodisch sei jedoch auf die Mängel eines solchen Vierer-Item-Indexes hingewiesen: Ein Index, der auf nur vier Items beruht, reagiert möglicherweise übermäßig sensibel auf kurzfristige Einflüsse, Meßfehler wirken sich ferner bei einem Index auf einer solch kleinen Basis übermäßig stark aus. Auf diese Probleme weist auch Ronald Inglehart ausdrücklich hin. ⁽⁹⁾

7. Chi-Quadrat-Tests

Im Anschluß an die Lektürephase der Studienausgabe "Kultureller Umbruch" wurden diverse Hypothesen formuliert sowie erste Überprüfungen anhand des Chi-Quadrat-Tests durchgeführt. Anhand des ALLBUS-Datensatzes lassen sich in Anlehnung an Inglehart u. a. die folgenden Hypothesen formulieren:

- Postmaterialisten ordnen sich eher dem linken politischen Spektrum zu.
- Postmaterialisten besitzen ein höheres Protestpotential, sie sind eher bereit, sich an Bürgerinitiativen, Unterschriftensammlungen, Boykotts, Demonstrationen und Besetzungen zu beteiligen als Materialisten.
- Materialistisch eingestellte Menschen schätzen sich religiöser ein als postmaterialistisch eingestellte Personen.
- Unter den Postmaterialisten befinden sich weniger Kirchgänger.

- Materialisten haben eher traditionelle Vorstellungen über das Geschlechterverhältnis (Rolle der Frau, Ehe und Familie, Sexualität) als Postmaterialisten.
etc.

Wir wollen an dieser Stelle die Überprüfung zweier Hypothesen betrachten.

Die Überprüfung der Hypothese "Postmaterialisten sind eher bereit, sich an Boykotts zu beteiligen, ergibt folgende Kontingenztafel:

V115 POLIT. AKTIVITAET: BOYKOTTEILNAHME by V112 INGLEHART-INDEX

		V112				Page 1 of 1	
V115	Count	POSTMATE FM-MISCH M-MISCHT MATERIAL				Row Total	
	Exp Val	REALISTE	YP	YP	ISTEN		
	Std Res	1	2	3	4		
V115	1	72	28	15	5	120	
	SCHON BETEILIGT	28,7	31,4	37,9	22,0	4,7%	
		8,1	-6	-3,7	-3,6		
	2	135	88	83	31	337	
	BEI WICHTIGER SA	80,5	88,1	106,5	61,8	13,2%	
		6,1	0	-2,3	-3,9		
V115	3	212	208	189	86	695	
	I.AUSSERG.SITUAT	166,0	181,8	219,7	127,5	27,1%	
		3,6	1,9	-2,1	-3,7		
	4	193	346	523	348	1410	
	NIEMALS	336,8	368,7	445,8	258,7	55,0%	
		-7,8	-1,2	3,7	5,6		
Column		612	670	810	470	2562	
Total		23,9%	26,2%	31,6%	18,3%	100,0%	
Chi-Square		Value		DF		Significance	
-----		-----		----		-----	
Pearson		291,72929		9		,00000	

Bei der Analyse einer Kontingenztafel legen wir folgende Grenzwerte zugrunde:

standardisiertes Residuum	Signifikanzniveau
>= 2,0	p < 0,05 (*)
>= 2,6	p > 0,01 (**)
>= 3,3	p < 0,001 (***)

Ein signifikanter Unterschied zwischen beobachteten und erwarteten Häufigkeiten liegt also jeweils dann vor, wenn das standardisierte Residuum einen Wert größer oder gleich 2 hat.

Nach Pearson ergibt sich im gegebenen Fall ein höchst signifikanter Chi-Quadrat-Wert ($p < 0,001$). Betrachtet man die standardisierten Residuen in den einzelnen Feldern der Kreuztabelle, so erkennt man, daß diese Signifikanz vor allem bei den reinen Typen begründet liegt. Postmaterialisten z. B. haben sich in höchst signifikantem Maße häufiger schon an Boykottaktionen beteiligt (Std Res +8,1, d. h. $p < 0,001$), Materialisten hingegen haben sich in höchst signifikant geringerem Maße bereits an Boykottaktionen beteiligt (Std Res -3,6, d. h. $p < 0,001$).

Die Überprüfung der Hypothese "Materialisten haben eher traditionelle Vorstellungen über die Rolle der Frau ergibt folgende Kontingenztafel:

Page 1 of 1

		V112				
V43	Count	POSTMATE	PM-MISCH	M-MISCHT	MATERIAL	Row Total
	Exp Val	RIALISTE	TYP	YP	ISTEN	
	Std Res	1	2	3	4	
V43	1	20	56	91	80	247
	STIMME VOLL ZU	56,8	64,6	78,0	47,6	8,6%
		-4,9	-1,1	1,5	4,7	
	2	85	149	246	170	650
V43	STIMME EHER ZU	149,4	170,1	205,1	125,3	22,7%
		-5,3	-1,6	2,9	4,0	
	3	241	297	357	206	1101
	STIMME EHER NICH	253,1	288,2	347,5	212,3	30,5%
V43		-,8	,5	,5	-,4	
	4	311	246	208	95	860
	STIMME GAR NICHT	197,7	225,1	271,4	165,8	30,1%
		8,1	1,4	-3,8	-5,5	
Column		657	748	902	551	2858
Total		23,0%	26,2%	31,6%	19,3%	100,0%

Chi-Square	Value	DF	Significance
Pearson	216,87780	9	,00000

Nach Pearson ergibt sich im gegebenen Fall ein höchst signifikanter Chi-Quadrat-Wert ($p < 0,001$). Der Frage, ob die Frau lieber dem Mann bei der Karriere helfen sollte - ein Indiz für traditionelle Rollenverständnisse - stimmen Postmaterialisten in höchst significantem Maße geringer voll zu (Std Res -4,9, d. h. $p < 0,001$); Materialisten hingegen stimmen dieser Frage in höchst significantem Maße häufiger voll zu (Std Res +4,7, d. h. $p < 0,001$). Auch hier liegt die Signifikanz vor allem bei den reinen Typen begründet. Insgesamt ergab sich bei zahlreichen aufgestellten Hypothesen eine sehr hohe Übereinstimmung mit den Theoremen Ingleharts.

8. Diskriminanzanalyse

In seiner Studie "Kultureller Umbruch. Wertewandel in der westlichen Welt" vertritt Ronald Inglehart die These, daß in den älteren Altersgruppen signifikant mehr Personen zugunsten materialistischer Werte votierten. Bei den Jüngeren, so Inglehart, nähme der Anteil der Postmaterialisten zu. Das Votieren zugunsten postmaterialistischer Werte sei ferner vom Schulabschluß und von der Berufsausbildung des Befragten abhängig. Umso höher Schulabschluß und berufliche Qualifikation der Befragten seien, umso eher votierten diese zugunsten postmaterialistischer Werte. Schließlich spiele u. a. auch der sozioökonomische Status des Vaters eine Rolle; umso höher dieser sei, umso größer sei auch der Anteil der Postmaterialisten, so Inglehart. Diese Wertewandel-Theoreme Ingleharts können u. a. anhand einer Diskriminanzanalyse überprüft werden.

Die benutzten Variablen, sind in der folgenden Tabelle aufgeführt.

Variable:	Bedeutung	ALLBUS 1991
ingl_ind	Inglehart-Index Werte: 1 Postmaterialisten 2 Postmat. Mischtyp 3 Materialist. Mischtyp 4 Materialisten 8 Weiss nicht 9 keine Angabe	Variabe: v112

statpaps	sozioökonomischer Status des Vaters (Index) Werte: 1 niedrig 5 hoch 8 in Ausbildung (Missing-Wert) 9 Arbeitslos, Gefangenschaft, Tod, Rentner etc. (Missing-Wert)	Variable: Die Statureinordnung wurde entsprechend der Variablen v512 (Einordnung der beruflichen Stellung nach Terwey) gebildet
schule	Schulabschluß des Befragten Werte: 1 ohne Abschluß 2 Hauptschulabschluß 3 mittlere Reife 4 Fach-/Hochschulreife	Variable: v140 reduzierte Merkmalsausprägung, Fachhochschulreife und Abitur zusammengelegt zu Fach- /Hochschulreife
alter	Alter des Befragten Werte: 1 18 bis 29 Jahre 2 30 bis 44 Jahre 3 45 bis 59 Jahre 4 60 bis 74 Jahre 5 75 bis 88 Jahre 5 89 und älter 9 keine Angabe (Missing-Wert)	Variable: v322
ausbild	Berufsausbildung des Befragten Werte: 0 keine Ausbildung (Missing-Wert) 1 Anlernzeit 2 Lehre 3 Meister-/ Technikerabschluß 4 Fach-/Hochschulabschluß	Variable: gebildet entsprechend den Werten der Variablen v142 bis v153

Bevor wir mit der Diskriminanzanalyse beginnen, dichotomisieren wir zunächst die Variable `ingl_ind`. Die Merkmalsausprägungen 1 "Postmaterialisten" und 2 "Postmaterialistischer Mischtyp" werden zur neuen Merkmalsausprägung 1 "Postmaterialistische Typen" der Variablen `ingl_dic` zusammengeschlossen, die Merkmalsausprägungen 3 "Materialistischer Mischtyp" und 4 "Materialisten" zur neuen Merkmalsausprägung 2 "Materialistische Typen".

```
/* Dichotomisierung des Inglehart-Indexes */
/* zweck: Durchführung einer Diskriminanzanalyse */
/* Grundlage: Daten des ALLBUS von 1991 */

IF ingl_ind = 1 OR ingl_ind = 2 ingl_dic = 1 .
IF ingl_ind = 3 OR ingl_ind = 4 ingl_dic = 2 .
VARIABLE LABELS ingl_dic 'Inglehart-Index, dichotom' .
VALUE LABELS ingl_dic 1 'Postmat. Typen'
                     2 'Materialist. Typen' .

EXECUTE .
```

Auf der Grundlage des dichotomisierten Inglehart-Indexes führen wir im folgenden die Diskriminanzanalyse durch:

```
/* Durchführung einer Diskriminanzanalyse */
/* Grundlage: Daten des ALLBUS von 1991 */

DISCRIMINANT
/GROUPS=ingl_dic(1 2)
/VARIABLES=statpaps schule alter ausbild
/ANALYSIS ALL
```

```

/SAVE=CLASS SCORES PROBS
/PRIORS EQUAL
/STATISTICS=MEAN STDDEV UNIVF RAW CORR TABLE
/PLOT=COMBINED CASES
/CLASSIFY=NONMISSING POOLED .

```

Als Ausgabe erhalten wir zunächst die Anzahl der in die Analyse einbezogenen Fälle:

```

3058 (Unweighted) cases were processed.
858 of these were excluded from the analysis.
19 had missing or out-of-range group codes.
816 had at least one missing discriminating variable.
23 had both.
2200 (Unweighted) cases will be used in the analysis.

```

Von den 3058 Fällen wurden 858 von der Analyse wegen Missing-Werten in der Variablen ingl_dic oder fehlenden Werten in einer der Diskriminanzvariablen ausgeschlossen. In die folgende Analyse gehen nunmehr 2200 Fälle ein.

Es folgt zunächst die Ausgabe der Anzahl der Fälle in den beiden Gruppen:

Number of cases by group

INGL_DIC	Number of cases		Label
	Unweighted	Weighted	
1	1091	1091,0	Postmat. Typen
2	1109	1109,0	Materialist. Typen
Total	2200	2200,0	

Von den 2200 Fällen entfallen auf die postmaterialistischen Typen 1091, auf die materialistischen Typen 1109.

Es folgt die Berechnung der Mittelwerte und Standardabweichungen aller Variablen in den beiden Gruppen und über die Gruppen hinweg:

Group means

INGL_DIC	STATPAPS	SCHULE	ALTER	AUSBILD
1	2,81485	2,98533	2,18423	2,18882
2	2,39044	2,52480	2,81515	1,87917
Total	2,60091	2,75318	2,50227	2,03273

Group standard deviations

INGL_DIC	STATPAPS	SCHULE	ALTER	AUSBILD
1	1,17176	,81936	1,08871	1,15620
2	1,04066	,76272	1,21107	1,02488
Total	1,12752	,82398	1,19419	1,10265

Erkennbar wird bereits anhand der Mittelwerte, daß die postmaterialistischen Typen sich auszeichnen durch einen höheren sozio-ökonomischen Status des Vaters (2,81 im Vergleich zu 2,39), eine höhere Schulausbildung (2,98 im Vergleich zu 2,52) sowie einer niedrigeren Altersklasse (2,18 im Vergleich zu 2,81).

Es schließt sich die Ausgabe der Korrelationsmatrix zwischen allen Variablen an, wobei die Koeffizienten über beide Gruppen gemittelt wurden:

Pooled within-groups correlation matrix

	STATPAPS	SCHULE	ALTER	AUSBILD
STATPAPS	1,00000			
SCHULE	,32744	1,00000		
ALTER	-,03342	-,27472	1,00000	
AUSBILD	,13709	,37717	,01782	1,00000

Erkennbar sind hier vor allem die Korrelationen zwischen den Variablen schule und statpas sowie zwischen ausbild und schule. Desto höher der sozio-ökonomische Status des

Vaters, um so höher ist auch die Schulausbildung eines Befragten; umso höher seine Schulausbildung, umso höher auch der Ausbildungsabschluß. Anschließend wird getestet, ob sich die Variablen in beiden Gruppen signifikant unterscheiden, d. h. ob sie über trennende (diskriminierende) Eigenschaften hinsichtlich der beiden Gruppen (Postmaterialisten-Materialisten) verfügen.

Wilks' Lambda (U-statistic) and univariate F-ratio
with 1 and 2198 degrees of freedom

Variable	Wilks' Lambda	F	Significance
STATPAPS	,96457	80,7457	,0000
SCHULE	,92187	186,2806	,0000
ALTER	,93019	164,9508	,0000
AUSBILD	,98028	44,2225	,0000

Bei allen Variablen ergibt sich ein höchst signifikanter Unterschied zwischen den Gruppen ($p < 0,001$).

Es folgt die Berechnung der Analyse der Koeffizienten der Diskriminanzfunktion. Der Korrelationskoeffizient zwischen den berechneten Werten der Diskriminanzfunktion und der Gruppenzugehörigkeit fällt mit 0,3531 dabei recht unbefriedigend aus:

Canonical Discriminant Functions

Fcn	Eigenvalue	Pct of Variance	Cum Pct	Canonical Corr	After Fcn	Wilks' Lambda	Chi-square	df	Sig
1*	.1424	100.00	100.00	.3531	0,875321	292,431	4	,0000	

Der Test über Wilks' Lambda, ob sich die mittleren Werte der Diskriminanzfunktion in beiden Gruppen signifikant voneinander unterscheiden, ergibt allerdings bei $p < 0,001$ ein höchst signifikantes Resultat.

Es folgt die Ausgabe der Koeffizienten der Diskriminanzfunktion sowie die Verteilung der Diskriminanzscores:

Unstandardized canonical discriminant function coefficients

Func	1
STATPAPS	,2899365
SCHULE	,5487653
ALTER	-,5199629
AUSBILD	,1636470
(Constant)	-1,2965096

Canonical discriminant functions evaluated at group means (group centroids)

Group	Func 1
1	,38034
2	-,37416

Den Abschluß bildet schließlich die Klassifikationstabelle mit der Angabe der einzelnen Treffergenauigkeit:

Classification results -

Actual Group	No. of Cases	Predicted Group Membership	
		1	2
Group 1 Postmat. Typen	1091	710 65,1%	381 34,9%
Group 2 Materialist. Typen	1109	410 37,0%	699 63,0%
Ungrouped cases	19	7 36,8%	12 63,2%

Percent of "grouped" cases correctly classified: 64,05%

In der Gruppe der postmaterialistischen Typen sind somit 1091 Fälle enthalten, in der Gruppe der materialistischen Typen 1109 Fälle. Von den 1091 postmaterialistischen Fällen (Group 1) wurden 710 Fälle korrekt zugeordnet, dies entspricht 65,1% der Fälle. 381 Fälle wurden fälschlicherweise der Gruppe 2 zugeordnet, was einem Anteil von 34,9% entspricht. Von den 1109 materialistischen Fällen (Group 2) wurden 410 fälschlicherweise der Gruppe 1 zugeordnet, dies entspricht 37,0% der Fälle. 699 Fälle wurden korrekterweise der Gruppe 2 zugeordnet, was einem Anteil von 63% entspricht. Das Gesamtergebnis ergibt, daß 64,05% der Fälle korrekt klassifiziert wurden. Da bereits bei einer rein zufälligen Zuordnung eines Falles zu einer der beiden vorliegenden Gruppen dieser mit einer Wahrscheinlichkeit von 50% korrekt klassifiziert würde, ist 64,05% als ein eher mäßiges Ergebnis zu betrachten. Das nicht zufriedenstellende Ergebnis könnte unter anderem darauf zurückgeführt werden, daß in den beiden Gruppen jeweils auch die Mischtypen eingingen, welche sicherlich bei einer Diskriminanzanalyse schwieriger zu klassifizieren sind als die beiden reinen Typen. Diese Annahme kann überprüft werden, indem nur mit den reinen Typen gerechnet wird.

```
/* Auswahl nur der reinen Typen des Inglehart-Indexes */
/* zweck: Wiederholung der Diskriminanzanalyse */
/* Grundlage: Daten des ALLBUS von 1991 */
```

```
inl_ind = 1 OR ingl_ind = 4
```

Wir wiederholen somit im folgenden die Diskriminanzanalyse, wobei nur die reinen Typen des Inglehart-Indexes eingehen.

```
/* Wiederholung der Diskriminanzanalyse */
/* berücksichtigt werden im folgenden nur die reinen Typen */
/* Grundlage: Daten des ALLBUS von 1991 */
```

```
DISCRIMINANT
/GROUPS=ingl_ind(1 4)
/VARIABLES=statpaps schule alter ausbild
/ANALYSIS ALL
/SAVE=CLASS SCORES PROBS
/PRIORS EQUAL
/STATISTICS=MEAN STDDEV UNIVF RAW CORR TABLE
/PLOT=COMBINED CASES
```

Wir erhalten als Ausgabe die folgende Klassifikationstabelle:

Classification results -				
Actual Group		No. of Cases	Predicted Group Membership	
			1	4

Group	1	518	409	109
POSTMATERIALISTEN			79,0%	21,0%
Group	4	430	133	297
MATERIALISTEN			30,9%	69,1%

Percent of "grouped" cases correctly classified: 74,47%

In der Gruppe der reinen Postmaterialisten sind 518 Fälle enthalten. 409 Fälle (79%) wurden korrekt zugewiesen, 109 Fälle (21,0%) fälschlicherweise der Gruppe 4 ("reine Materialisten"). In der Gruppe der reinen Materialisten sind 430 Fälle enthalten. 297 Fälle (69,1%) wurden korrekt zugewiesen, 133 Fälle (30,9%) fälschlicherweise der Gruppe 1 ("reine Postmaterialisten"). Das Gesamtergebnis ergibt eine korrekte Zuordnung von 74,47% der Fälle und liegt damit deutlich über dem vorherigen Resultat und kann als durchaus passabel gelten.

Interessant ist auch die um 10% höhere Treffergenauigkeit bei den postmaterialistischen Typen, was auf eine höhere Typen-Konsistenz hinweist.

Zum Vergleich kann in einem Methodenseminar das obige Beispiel auch mit dem Verfahren der logistischen Regression gerechnet werden. (10)

9. Logit-loglineares Verfahren

Logit-loglineare Modelle sind ein Spezialfall der loglinearen Modelle, welche die Beziehungen zwischen Variablen mit diskreten Werten untereinander analysieren. Beim logit-loglinearen Modell, der in der Praxis wohl gebräuchlichsten Variante, wird eine Variable als abhängig betrachtet; diese Variable muß dichotom sein. ⁽¹¹⁾

Vorhergesagt wird der Logarithmus des Verhältnisses ("Logit") der Häufigkeiten der beiden Merkmalsausprägungen der abhängigen Variable.

Als Beispiel für die Anwendung eines logit-loglinearen Modells kann man sehr gut u. a. die folgenden Inglehartschen Hypothesen überprüfen:

- Je höher der Status einer Person, desto postmaterialistischer ist sie.
- Je älter eine Person, desto materialistischer ist sie.
- Je höher der Status des Vaters einer Person, desto postmaterialistischer ist sie.

Zusätzlich zu den Thesen Ronald Ingleharts kann man z. B. auch die folgende These überprüfen:

- Im Vergleich zum Westen (alte Bundesländer) sind die Leute im Osten (neue Bundesländer) materialistischer.

Wir benutzen hierfür die folgenden Variablen auf der Grundlage des ALLBUS 91:

index	Inglehart-Index
	1 = postmaterialistische Typen
	2 = materialistische Typen
alter	Altersklasse
	1 = 18 - 44 Jahre
	2 = ab 45 Jahre
ow	Ost-West-Split
	1 = Osten
	2 = Westen
sozstat	sozialer Status
	1 = niedrig
	2 = mittel
	3 = hoch
sozstatv	sozialer Status des Vaters
	1 = niedrig
	2 = mittel
	3 = hoch

Eine Häufigkeitsauszählung der Variablen index ergibt folgendes Bild:

INDEX	Inglehart-Index					
Value	Label	Value	Frequency	Percent	Valid Percent	Cum Percent
	postmaterialistisch	1	1462	47,8	48,5	48,5
	materialistisch	2	1554	50,8	51,5	100,0
		.	42	1,4	Missing	
			-----	-----	-----	
		Total	3058	100,0	100,0	

1462 Personen werden als postmaterialistische Typen und 1554 Personen als materialistische Typen eingestuft. Bei 42 Personen fehlt diese Einschätzung. Solche fehlenden Werte treten auch bei den anderen Variablen auf, so daß sich die Fallzahl bei der Ausführung der logit-loglinearen Analyse stark reduziert; wie bei anderen multivariaten Verfahren auch, können hier nur Fälle mit gültigen Werten für alle einbezogenen Variablen berücksichtigt werden.

Um einen ersten Einblick zu erhalten, ob die in der späteren logit-loglinearen Analyse als abhängige Variable gedachte Variable index von den anderen Variablen im Sinne der Thesen Ingleharts abhängig ist, kann man entsprechende Kreuztabellen erstellen und den Chiquadrat-Test ausführen.

Nehmen wir etwa die Variable index (Inglehart-Index) als Zeilenvariable und die Variable ow (Ost-West-Split) als Spaltenvariable, so erhalten wir die folgende Kreuztabelle:

Page 1 of 1

INDEX	Count	OW		Row Total
	Col Pct	Ost	West	
		1	2	
1		558	749	1307
postmaterialisti		41,8	57,4	49,5
2		778	556	1334
materialistisch		58,2	42,6	50,5
Column		1336	1305	2641
Total		50,6	49,4	100,0

Chi-Square	Value	DF	Significance
Pearson	64,50155	1	,00000

Während im Osten 58,2 % der befragten Personen eine materialistische Einstellung haben, sind es im Westen nur 42,6 %. Dieser Unterschied wird vom Chi-Quadrat-Test als höchst signifikant ausgewiesen ($p < 0,001$).

Kreuztabellierung mit den anderen Variablen ergeben ebenfalls höchst signifikante Bestätigungen der oben aufgeführten Inglehartschen Thesen.

9.1 Prinzip der logit-loglinearen Analyse

Eine logit-loglineare Analyse, bei der die Variable index die abhängige und die Variablen alter, ow, sozstat und sozstatv die unabhängigen Variablen sind, hat über einen Chi-Quadrat-Test hinausgehend im wesentlichen folgende Ziele:

- Aufdeckung von Wechselwirkungen bzw. Scheinkorrelationen
- eine Wertung (Reihung) der unabhängigen Variablen hinsichtlich ihrer Wirkung auf die abhängige Variable; insbesondere Elimination von solchen mit nichtsignifikantem Einfluß
- die Vorhersage des Verhältnisses der Häufigkeiten der beiden Kategorien der abhängigen Variablen in Abhängigkeit von vorgegebenen Kategorienkombinationen der unabhängigen Variablen

So ist einer der entscheidenden Vorteile der Durchrechnung eines logit-loglinearen Modells gegenüber der Durchführung einzelner Chi-Quadrat-Tests zwischen der abhängigen und einer der unabhängigen Variablen die Berücksichtigung der gegebenenfalls vorliegenden Wechselwirkungen zwischen den unabhängigen Variablen. Beim sogenannten gesättigten (saturierten) Modell werden dabei alle möglichen Wechselwirkungen in die Analyse einbezogen. In der Praxis geht man daher meist so vor, daß man zunächst ein gesättigtes Modell rechnet, diesem die signifikanten Wechselwirkungen (und die signifikanten Haupteffekte) entnimmt und diese dann in ein ungesättigtes (unsaturiertes) Modell einfließen läßt.

Der Einfluß der Haupteffekte und Wechselwirkungen auf die abhängige Variable wird dabei durch bestimmte Koeffizienten, üblicherweise mit γ bezeichnet, wiedergegeben. So ist die Berechnung dieser Koeffizienten die eigentliche Aufgabe einer logit-loglinearen Analyse.

Die prinzipiellen Aspekte dieser Betrachtungsweise sollen anhand des vorliegenden Beispiels erläutert werden, wobei zunächst nur eine unabhängige Variable (auch Faktor genannt) in die Berechnungen einbezogen werden soll. Wir betrachten dazu noch einmal die Kreuztabelle zwischen dem Inglehart-Index (dies soll die abhängige Variable sein) und dem Ost-West-Split (unabhängige Variable), anstelle der spaltenweisen Prozentwerte nunmehr jedoch mit den erwarteten Häufigkeiten:

Page 1 of 1

INDEX	Count Exp Val	OW		Row Total
		Ost	West	
		1	2	
1		558	749	1307
postmaterialisti		661,2	645,8	49,5%
2		778	556	1334
materialistisch		674,8	659,2	50,5%
Column		1336	1305	2641
Total		50,6%	49,4%	100,0%

Number of Missing Observations: 417

Beobachtete und erwartete Häufigkeiten unterscheiden sich erheblich, was in der vorherigen Berechnung durch einen höchst signifikanten Chi-Quadrat-Wert dokumentiert wurde. Die Tatsache des signifikanten Chi-Quadrat-Wertes kann man auch als Wechselwirkung zwischen den beiden Variablen deuten. Bestünde eine solche Wechselwirkung nicht, wären beobachtete und erwartete Häufigkeiten gleich. Genauere Informationen über die Wechselbeziehung der beiden Variablen vorausgesetzt, könnte man diese so in die Berechnung der erwarteten Häufigkeiten einfließen lassen, daß diese praktisch mit den beobachteten übereinstimmen. So liegt den hierauf aufbauenden loglinearen Modellen die Überlegung zugrunde, daß die beobachteten Häufigkeiten zum einen von den Haupteffekten, zum anderen von den Wechselwirkungseffekten bestimmt werden. Die Haupteffekte sind dabei die Wirkungen der einzelnen Variablen, wenn sie als unabhängig voneinander betrachtet werden.

Was die Koeffizienten Y anbelangt, so sind diese so konzipiert, daß es zu jeder Kategorie der abhängigen und der unabhängigen Variablen einen solchen Koeffizienten gibt. Im gegebenen Beispiel wollen wir sie wie folgt bezeichnen:

Y (index,postmat)

Y (index,mat)

Y (alter,18-44)

Y (alter,ab 45)

Y (ow,Ost)

Y (ow,West)

Y (sozstat,niedrig)

Y (sozstat,mittel)

Y (sozstat,hoch)

Y (sozstatv,niedrig)

Y (sozstatv,mittel)

Y (sozstatv,hoch)

Die Koeffizienten sind so konstruiert, daß die Summe der zu einer Variablen gehörigen Koeffizienten gleich Null ist. Dies ist wichtig zu wissen, um das von SPSS produzierte Ergebnis richtig deuten zu können.

Ferner gibt es Koeffizienten zu jeder denkbaren Kombination der abhängigen mit den unabhängigen Variablen (einer oder mehreren). Betrachten wir die Kombination der abhängigen Variablen index mit der unabhängigen Variablen ow, so führt dies auf die folgenden Koeffizienten:

Y (index,postmat) * (ow,Ost)

Y (index,postmat) * (ow,West)

Y (index,mat) * (ow,Ost)

Y (index,mat) * (ow,West)

Auch hier gilt, daß die zu einer Variablenkombination gehörenden Koeffizienten sich zu Null addieren.

Die Koeffizienten erlauben nun eine Vorhersage, mit welcher Häufigkeit die beiden Kategorien der abhängigen Variablen (hier: postmat - mat) bei der vorgegebenen

Gesamthäufigkeit in Abhängigkeit einer vorgegebenen Kategorienkombination der unabhängigen Variablen auftreten.

9.2 Logit-loglineare Analyse mit einem Faktor

Wir betrachten dazu wieder das einfache Beispiel mit der einzigen unabhängigen Variablen ow. Berechnet man zu den gegebenen beobachteten Häufigkeiten in der betreffenden Kreuztabelle jeweils den natürlichen Logarithmus, so erhält man folgendes Ergebnis:

INDEX Inglehart-Index by OW Ost-West-Split

		OW		
		Ost	West	
		1	2	
INDEX	1	6,324	6,619	6,427
	postmaterialist.			
2		6,657	6,321	6,489
	materialistisch			
		6,491	6,470	6,480

Unterhalb der Tabelle und rechts sind die arithmetischen Mittelwerte aus den Spalten bzw. Zeilen angegeben. Der Mittelwert über alle Felder beträgt 6,480.

Die logarithmierten Feldinhalte der beobachteten Häufigkeiten werden bei der loglinearen Analyse als Funktionen von Haupt- und Wechselwirkungseffekten ausgedrückt. Dabei werden die Effekte als Abweichungen vom Gesamtmittelwert der logarithmierten Feldinhalte dargestellt.

Bezeichnet man diesen allgemein mit μ , so gilt etwa für das linke obere Feld der Kreuztabelle der Ansatz

$$\ln(558) = 6,324 = \mu + Y(\text{index}, \text{postmat}) + Y(\text{ow}, \text{Ost}) + Y(\text{index}, \text{postmat}) * (\text{ow}, \text{Ost})$$

Der erste Y-Koeffizient gibt den Haupteffekt der Variablen index für den Wert "postmat" an, der zweite Y-Koeffizient den Haupteffekt der Variablen ow für den Wert "Ost" und der dritte Y-Koeffizient den Wechselwirkungseffekt zwischen "index,postmat" und "ow,Ost".

Es gilt also, diese Koeffizienten zu berechnen, was durch einen entsprechenden iterativen Prozeß erreicht wird.

Das betrachtete linke obere Feld der Kreuztabelle gibt die Häufigkeit an, mit welcher der postmaterialistische Typ unter der Ausprägung "Ost" der Variablen ow auftritt. Bezeichnet man diese Häufigkeit allgemein mit f1, so gilt also der Ansatz

$$\ln(f1) = \mu + Y(\text{index}, \text{postmat}) + Y(\text{ow}, \text{Ost}) + Y(\text{index}, \text{postmat}) * (\text{ow}, \text{Ost})$$

Entsprechend gilt, wenn man die Häufigkeit des materialistischen Typs unter der Bedingung "Ost" mit f2 bezeichnet:

$$\ln(f2) = \mu + Y(\text{index}, \text{mat}) + Y(\text{ow}, \text{Ost}) + Y(\text{index}, \text{mat}) * (\text{ow}, \text{Ost})$$

Daraus folgt

$$\begin{aligned} \ln \frac{f1}{f2} &= \ln(f1) - \ln(f2) \\ &= \mu - \mu \\ &\quad + Y(\text{index}, \text{postmat}) - Y(\text{index}, \text{mat}) \\ &\quad + Y(\text{ow}, \text{Ost}) - Y(\text{ow}, \text{Ost}) \\ &\quad + Y(\text{index}, \text{postmat}) * (\text{ow}, \text{Ost}) - Y(\text{index}, \text{mat}) * (\text{ow}, \text{Ost}) \end{aligned}$$

Wie bereits eingangs erwähnt, ist die Summe der zu einer Variablen gehörenden Koeffizienten gleich Null. Daraus folgt

$$Y(\text{index}, \text{mat}) = -Y(\text{index}, \text{postmat})$$

und aus entsprechenden Gründen

$$Y(\text{index}, \text{mat}) * (\text{ow}, \text{Ost}) = -Y(\text{index}, \text{postmat}) * (\text{ow}, \text{Ost})$$

Damit ergibt sich

$$\ln \frac{f_1}{f_2} = 2 * Y(\text{index, postmat}) + 2 * Y(\text{index, postmat}) * (\text{ow, Ost})$$

$$= 2 * (Y(\text{index, postmat}) + Y(\text{index, postmat}) * (\text{ow, Ost}))$$

Den Logarithmus des Quotienten aus f1 und f2 nennt man einen "Logit", woraus das logit-loglineare Modell seinen Namen bezieht.

Mit Hilfe dieses Modells kann man also das Verhältnis der Häufigkeiten der beiden Ausprägungen der dichotomen abhängigen Variablen unter vorgegebenen Bedingungen berechnen. Im gegebenen Beispiel ist die abhängige Variable der Inglehart-Index mit den beiden Werten "postmat" und "mat"; die Bedingung ist der Wert "Ost" der Variablen ow. Aus didaktischen Gründen kann in einem Methodenseminar zunächst eine logit-loglineare Analyse für dieses kleine Modell durchgeführt werden, um die Y-Koeffizienten bestimmen zu lassen.

```
/* Logit-loglineare Analyse */
/* Modell-Beispiel zur Veranschaulichung */
/* Rechnen eines gesättigten Modells */

LOGLINEAR
  index(1 2) BY ow(1 2)
  /CONTRAST (index)=Deviation /CONTRAST (ow)=Deviation
  /PRINT= ESTIM FREQ RESID
  /NOPRINT= CORR DESIGN
  /CRITERIA ITERATION(20) CONVERGE(.001) DELTA(.5)
  /DESIGN .
```

Wir erhalten die folgenden Ergebnisse:

Observed, Expected Frequencies and Residuals

Factor	Code	OBS. count & PCT.	EXP. count & PCT.
INDEX	postmate		
OW	Ost	558,50 (41,77)	558,50 (41,77)
OW	West	749,50 (57,39)	749,50 (57,39)
INDEX	material		
OW	Ost	778,50 (58,23)	778,50 (58,23)
OW	West	556,50 (42,61)	556,50 (42,61)

Observed, Expected Frequencies and Residuals (Cont.)

Factor	Code	Residual	Std. Resid.	Adj. Resid.
INDEX	postmate			
OW	Ost	,0000	,0000	,0000
OW	West	,0000	,0000	,0000
INDEX	material			
OW	Ost	,0000	,0000	,0000
OW	West	,0000	,0000	,0000

Goodness-of-Fit test statistics

```
Likelihood Ratio Chi Square = ,00000 DF = 0 P = 1,000
Pearson Chi Square = ,00000 DF = 0 P = 1,000
```

Analysis of Dispersion

Source of Variation	Dispersion		DF
	Entropy	Concentration	
Due to Model	32,358	32,223	
Due to Residual	1799,492	1289,139	
Total	1831,850	1321,362	2642

Measures of Association

Entropy = ,017664
Concentration = ,024386

Estimates for Parameters

INDEX

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
1	-,008593806	,01969	-,43635	-,04720	,03001

INDEX BY OW

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
2	-,157463380	,01969	-7,99515	-,19607	-,11886

Im ersten Teil der Berechnungen werden die beobachteten und erwarteten Häufigkeiten und ihre Abweichungen (Residuen) angezeigt. Voreinstellungsgemäß werden die beobachteten Häufigkeiten um 0,5 erhöht. Ferner ist zu bemerken, daß beobachtete und erwartete Häufigkeiten identisch sind. Dies hat seinen Grund darin, daß per Voreinstellung alle Effekte in die Analyse einbezogen wurden ("gesättigtes Modell"). Die Güte der Anpassung des logit-loglinearen Modells wird mit zwei Chi-Quadrat-Tests (Likelihood, Pearson) überprüft. Da die Anpassung beim gesättigten Modell vollkommen ist, ergibt sich für Chi-Quadrat der Wert 0, was einer Irrtumswahrscheinlichkeit p entspricht. Bei einem ungesättigten Modell bedeutet ein $p < 0,05$, daß die Anpassung durch das gesättigte Modell nicht gelungen ist.

Die anschließend durchgeführte Dispersionsanalyse und die daraus abgeleiteten Maße der Entropie und Konzentration für die Stärke des Zusammenhangs zwischen der abhängigen Variablen und den Vorhersagevariablen erscheinen wenig aussagekräftig, da sich auch bei starken Zusammenhängen nur recht kleine Werte ergeben.

Von eigentlichem Interesse sind die ausgegebenen Y-Koeffizienten. Diese beziehen sich einmal auf den Haupteffekt INDEX, zum anderen auf den Wechselwirkungseffekt INDEX BY OW. Kritisch anzumerken ist, daß nicht alle Y-Koeffizienten ausgegeben werden. Dies hat seinen Grund darin, daß sich die Koeffizienten jeweils über die Kategorien zu Null addieren und die fehlenden Koeffizienten daher aus den ausgegebenen Koeffizienten abgeleitet werden können. So ist jeweils der Koeffizient der letzten Kategorie nicht ausgegeben.

Im vorliegenden Fall erhält man damit die folgenden Y-Koeffizienten (wir wollen uns mit drei Kommastellen begnügen):

$Y(\text{index}, \text{postmat}) = -0,009$

$Y(\text{index}, \text{mat}) = 0,009$

$Y(\text{index}, \text{postmat}) * (\text{ow}, \text{Ost}) = -0,157$

$Y(\text{index}, \text{postmat}) * (\text{ow}, \text{West}) = 0,157$

$Y(\text{index}, \text{mat}) * (\text{ow}, \text{Ost}) = 0,157$

$Y(\text{index}, \text{mat}) * (\text{ow}, \text{West}) = -0,157$

Neben den Koeffizienten werden deren Standardfehler und ihr 95%-Konfidenzintervall angegeben. Von wesentlichem Interesse ist der ausgewiesene z-Wert; ein Absolutbetrag $> 1,96$ zeigt dabei einen signifikanten Koeffizienten an. Diese Zusatzinformationen können bei den nicht ausgegebenen Koeffizienten nicht erschlossen werden, so daß schon aus diesem Grunde auch die Ausgabe der redundanten Koeffizienten wünschenswert wäre.

Wir wollen die Probe machen und die berechneten Koeffizienten in die

Bestimmungsgleichung für das Logit einsetzen:

$$\ln \frac{f1}{f2} = 2 * (Y(\text{index}, \text{postmat}) + Y(\text{index}, \text{postmat}) * (\text{ow}, \text{Ost})) \\ = 2 * (-0,009 - 0,157) = 2 * (-0,166) = -0,332$$

Damit wird

$$\frac{f1}{f2} = e^{-0,332} = 0,717$$

Zur Erinnerung sei gesagt, daß f1 die Anzahl der Probanden aus dem Osten ist, die dem postmaterialistischen Typ angehören; f2 ist die Anzahl dieser Probanden vom materialistischen Typ. Mit den entsprechenden Zahlenwerten erhält man

$$\frac{f1}{f2} = \frac{558}{778} = 0,717$$

Dies steht in Übereinstimmung mit dem Ergebnis der logit-loglinearen Analyse.

Bei vorstehender Rechnung wurden alle in der Berechnungsformel für das Logit stehenden Haupt- und Wechselwirkungseffekte einbezogen. Dies sind im vorliegenden einfachen Fall insgesamt nur zwei Effekte; bei mehreren eingehenden unabhängigen Variablen (was der Normalfall ist) können dies sehr viele Effekte sein, was die Berechnungsformel für das Logit sehr aufwendig gestalten kann.

Hier bietet es sich an, nur diejenigen Effekte aufzunehmen, die sich bei der logit-loglinearen Analyse als signifikant erwiesen haben, denen also ein z-Wert mit einem Absolutbetrag > 1,96 zugeordnet ist. Im gegebenen Beispiel bedeutet dies, daß nur der Koeffizient Y (index,postmat) * (ow,Ost) aufgenommen wird ($|z| = 7,995$), während sich der zum Haupteffekt gehörende Koeffizient Y (index,postmat) als nicht signifikant erwiesen hat ($|z| = 0,436$).

Setzt man also nur den zum Wechselwirkungseffekt gehörenden Koeffizienten in die Berechnungsformel für das Logit ein, so ergibt sich

$$\ln \frac{f1}{f2} = 2 * (-0,157) = -0,314$$

und damit

$$\frac{f1}{f2} = e^{-0,314} = 0,731$$

Das tatsächlich vorliegende Verhältnis von 0,717 wird also jetzt nicht genau getroffen.

Möchte man Effekte mit lauter nicht signifikanten Y-Koeffizienten ausscheiden, ist allerdings ein anderes Vorgehen korrekter: Man steckt von vornherein nur solchermaßen ausgewählte Effekte in die Analyse hinein. Im Gegensatz zu dem gesättigten (saturierten) Modell mit der Aufnahme aller möglichen Effekte spricht man dann von einem ungesättigten (unsaturierten) Modell.

Wir möchten also ein ungesättigtes Modell mit nur dem Wechselwirkungseffekt rechnen.

```
/* Logit-loglineare Analyse */
/* Modell-Beispiel zur Veranschaulichung */
/* Rechnen eines ungesättigten Modells */

LOGLINEAR
  index(1 2) BY ow(1 2)
  /CONTRAST (index)=Deviation /CONTRAST (ow)=Deviation
  /PRINT= ESTIM FREQ RESID
  /NOPRINT= CORR DESIGN
  /CRITERIA ITERATION(20) CONVERGE(.001) DELTA(.5)
  /DESIGN index*ow.
```

An der Ausgabe erkennt man, daß die beobachteten nicht mehr genau mit den erwarteten Häufigkeiten übereinstimmen und daß ein Y-Koeffizient nur noch für den explizit vorgegebenen Wechselwirkungseffekt ausgegeben wird:

```
INDEX * OW
```

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
1	-,157673940	,01970	-8,00328	-,19629	-,11906

Unter Beachtung der Tatsache, daß sich die Y-Koeffizienten über die Kategorien zu Null addieren, erhält man hieraus:

$$Y(\text{index,postmat}) * (\text{ow,Ost}) = -0,158$$

$$Y(\text{index,postmat}) * (\text{ow,West}) = 0,158$$

$$Y(\text{index,mat}) * (\text{ow,Ost}) = 0,158$$

$$Y(\text{index,mat}) * (\text{ow,West}) = -0,158$$

Für die Bestimmungsgleichung des Logits bedeutet dies:

$$\ln \frac{f1}{f2} = 2 * (-0,158) = -0,316$$

Damit wird

$$\frac{f1}{f2} = e^{-0,316} = 0,729$$

Beim gesättigten Modell hatte sich ein Wert von 0,717 ergeben.

Um das Prinzip des logit-loglinearen Modells an einem übersichtlichen Beispiel zu erläutern, wurde die Abhängigkeit der Variablen index von nur einer unabhängigen Variablen (Faktor), nämlich der Variable ow, analysiert. Solche Zweierbeziehungen kann man aber ebenso gut und mit erheblich geringerem Aufwand in Form einer Kreuztabelle mit anschließendem Chiquadrat-Test aufzeigen. Der Nutzen einer logit-loglinearen Analyse wird aber erst im Falle von mehreren unabhängigen Variablen deutlich.

9.3 Logit-loglineare Analyse mit mehreren Faktoren

Der Inglehart-Index soll nun nicht nur in Abhängigkeit vom Ost-West-Split untersucht werden, es sollen vielmehr alle die Inglehartschen Kernthesen betreffenden Variablen untersucht werden.

```
/* Logit-loglineare Analyse mit mehreren Faktoren */
/* Gesättigtes Modell */

LOGLINEAR
  index(1 2) BY alter(1 2) ow(1 2) sozstat(1 3) sozstatv(1 3)
  /CONTRAST (index)=Deviation
  /CONTRAST (alter)=Deviation
  /CONTRAST (ow)=Deviation
  /CONTRAST (sozstat)=Deviation
  /CONTRAST (sozstatv)=Deviation
  /PRINT= ESTIM FREQ RESID
  /NOPRINT= CORR DESIGN
  /CRITERIA ITERATION(20) CONVERGE(.001) DELTA(.5)
  /DESIGN .
```

Von den Ergebnissen betrachten wir im folgenden nur die Koeffizientenschätzungen:

Estimates for Parameters

INDEX

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
1	,0337013072	,02985	1,12902	-,02481	,09221

INDEX BY ALTER

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
2	,2493228825	,02985	8,35248	,19082	,30783

INDEX BY OW

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
3	-,196550688	,02985	-6,58458	-,25506	-,13804

INDEX BY SOZSTAT

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
4	-,156373282	,04347	-3,59700	-,24158	-,07117
5	,0551379665	,04088	1,34866	-,02499	,13527

INDEX BY SOZSTATV

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
6	-,193010352	,03631	-5,31604	-,26417	-,12185
7	,0837729831	,04673	1,79261	-,00782	,17537

INDEX BY ALTER BY OW

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
8	,0046491450	,02985	,15575	-,05386	,06316

INDEX BY ALTER BY SOZSTAT

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
9	,0503460701	,04347	1,15809	-,03486	,13555
10	-,121386500	,04088	-2,96907	-,20152	-,04125

INDEX BY ALTER BY SOZSTATV

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
11	-,049351671	,03631	-1,35928	-,12051	,02181
12	,0151962251	,04673	,32518	-,07640	,10679

INDEX BY OW BY SOZSTAT

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
13	,0046870678	,04347	,10781	-,08052	,08989
14	,0052994487	,04088	,12962	-,07483	,08543

INDEX BY OW BY SOZSTATV

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
15	,0324641129	,03631	,89415	-,03870	,10363
16	-,046118779	,04673	-,98687	-,13771	,04548

INDEX BY SOZSTAT BY SOZSTATV

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
17	,0180301344	,05033	,35821	-,08062	,11669
18	,1106528006	,06726	1,64509	-,02118	,24249
19	,0345349388	,05120	,67455	-,06581	,13488
20	-,091106761	,06248	-1,45812	-,21357	,03136

INDEX BY ALTER BY OW BY SOZSTAT

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
21	,0386151115	,04347	,88825	-,04659	,12382
22	-,011744336	,04088	-,28726	-,09188	,06839

INDEX BY ALTER BY OW BY SOZSTATV

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
23	,0022203693	,03631	,06116	-,06894	,07338
24	-,058388057	,04673	-1,24941	-,14998	,03321

INDEX BY ALTER BY SOZSTAT BY SOZSTATV

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
25	-,003816463	,05033	-,07582	-,10247	,09484
26	-,050527165	,06726	-,75119	-,18236	,08131
27	,0864042158	,05120	1,68768	-,01394	,18675
28	,0054388846	,06248	,08705	-,11703	,12790

INDEX BY OW BY SOZSTAT BY SOZSTATV

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
29	-,002210664	,05033	-,04392	-,10087	,09644
30	-,063520682	,06726	-,94437	-,19536	,06831
31	-,014991501	,05120	-,29282	-,11534	,08535
32	,1377346704	,06248	2,20437	,01527	,26020

INDEX BY ALTER BY OW BY SOZSTAT BY SOZSTATV

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
33	-,064965724	,05033	-1,29069	-,16362	,03369
34	,0318621376	,06726	,47370	-,09997	,16370
35	-,048408065	,05120	-,94553	-,14875	,05194
36	,0329138961	,06248	,52677	-,08955	,15538

Signifikante Koeffizienten (angezeigt durch einen z-Wert mit einem Absolutbetrag > 1,96) treten bei den folgenden Effekten auf:

index by alter
index by ow
index by sozstat
index by sozstatv
index by alter by sozstat
index by ow by sozstat by sozstatv

Wir wollen uns nicht mit der Interpretation dieser Ergebnisse aufhalten, sondern gleich ein ungesättigtes Modell unter Einbeziehung nur dieser Effekte rechnen.

```
/* Logit-loglineare Analyse mit mehreren Faktoren */
/* Ungesättigtes Modell */
```

```
LOGLINEAR
  index(1 2) BY alter(1 2) ow(1 2) sozstat(1 3) sozstatv(1 3)
/CONTRAST (index)=Deviation
/CONTRAST (alter)=Deviation
/CONTRAST (ow)=Deviation
/CONTRAST (sozstat)=Deviation
/CONTRAST (sozstatv)=Deviation
/PRINT= ESTIM FREQ RESID
/NOPRINT= CORR DESIGN
/CRITERIA ITERATION(20) CONVERGE(.001) DELTA(.5)
/DESIGN index by alter index by ow index by sozstat index by sozstatv
  index by alter by sozstat index by ow by sozstat by sozstatv.
```

Einen breiten Raum nimmt wieder die Ausgabe der beobachteten und erwarteten Häufigkeiten und der Residuen ein. Die beiden Chi-Quadrat-Tests (Likelihood, Pearson) zur Güte der Anpassung liefern deutlich nichtsignifikante, also befriedigende Ergebnisse. Wir richten unser Hauptaugenmerk auf die Ausgabe der Y-Koeffizienten:

Estimates for Parameters

INDEX BY ALTER

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
1	,2507783094	,02440	10,27958	,20296	,29859

INDEX BY OW

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
2	-,183434519	,02565	-7,15170	-,23371	-,13316

INDEX BY SOZSTAT

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
3	-,141438566	,03535	-4,00146	-,21072	-,07216
4	,0574350770	,03716	1,54546	-,01541	,13028

INDEX BY SOZSTATV

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
5	-,188078122	,03150	-5,97129	-,24981	-,12634
6	,0401054475	,04024	,99675	-,03876	,11897

INDEX BY ALTER BY SOZSTAT

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
-----------	--------	-----------	---------	-------------	-------------

7	,0298862219	,03348	,89277	-,03573	,09550
8	-,097977647	,03649	-2,68471	-,16951	-,02645

INDEX BY OW BY SOZSTAT BY SOZSTATV

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
9	,0011623855	,03897	,02983	-,07521	,07754
10	-,078698750	,05804	-1,35587	-,19246	,03507
11	-,016325753	,04576	-,35676	-,10602	,07337
12	,1251359183	,05582	2,24158	,01572	,23455

Auf den mißlichen Umstand, daß nur die nicht redundanten Koeffizienten ausgegeben werden, wurde bereits hingewiesen. Diese müssen unter Beachtung des Umstands, daß sich die Koeffizienten jeweils über alle Kategorien zu Null addieren und die jeweils letzte Kategorie weggelassen wurde, aus den ausgegebenen Koeffizienten erschlossen werden. Besonders mühsam ist dies bei Wechselwirkungen höherer Ordnung und bei mehr als zwei Kategorien.

Die ausgegebenen und auf diese Weise erschlossenen Koeffizienten sind im folgenden zusammengestellt (auf drei Kommastellen genau). Bei den ausgegebenen Koeffizienten ist jeweils der Buchstabe a, bei den erschlossenen (redundanten) Koeffizienten der Buchstabe e vermerkt.

Effekt index by alter:

Y (index,postmat) * (alter,18-44) = 0,251	a
Y (index,postmat) * (alter,ab 45) = -0,251	e
Y (index,mat) * (alter,18-44) = -0,251	e
Y (index,mat) * (alter,ab 45) = 0,251	e

Effekt index by ow:

Y (index,postmat) * (ow,Ost) = -0,183	a
Y (index,postmat) * (ow,West) = 0,183	e
Y (index,mat) * (ow,Ost) = 0,183	e
Y (index,mat) * (ow,West) = -0,183	e

Effekt index by sozstat:

Y (index,postmat) * (sozstat,niedrig) = -0,141	a
Y (index,postmat) * (sozstat,mittel) = 0,057	a
Y (index,postmat) * (sozstat,hoch) = 0,084	e
Y (index,mat) * (sozstat,niedrig) = 0,141	e
Y (index,mat) * (sozstat,mittel) = -0,057	e
Y (index,mat) * (sozstat,hoch) = -0,084	e

Effekt index by sozstatv:

Y (index,postmat) * (sozstatv,niedrig) = -0,188	a
Y (index,postmat) * (sozstatv,mittel) = 0,040	a
Y (index,postmat) * (sozstatv,hoch) = 0,148	e
Y (index,mat) * (sozstatv,niedrig) = 0,188	e
Y (index,mat) * (sozstatv,mittel) = -0,040	e
Y (index,mat) * (sozstatv,hoch) = -0,148	e

Effekt index by alter by sozstat:

Y (index,postmat) * (alter,18-44) * (sozstat,niedrig) = 0,030	a
Y (index,postmat) * (alter,18-44) * (sozstat,mittel) = -0,098	a
Y (index,postmat) * (alter,18-44) * (sozstat,hoch) = 0,068	e
Y (index,postmat) * (alter,ab 45) * (sozstat,niedrig) = -0,030	e
Y (index,postmat) * (alter,ab 45) * (sozstat,mittel) = 0,098	e
Y (index,postmat) * (alter,ab 45) * (sozstat,hoch) = -0,068	e
Y (index,mat) * (alter,18-44) * (sozstat,niedrig) = -0,030	e
Y (index,mat) * (alter,18-44) * (sozstat,mittel) = 0,098	e
Y (index,mat) * (alter,18-44) * (sozstat,hoch) = -0,068	e

Y (index,mat) * (alter,ab 45) * (sozstat,niedrig) = 0,030	e
Y (index,mat) * (alter,ab 45) * (sozstat,mittel) = -0,098	e
Y (index,mat) * (alter,ab 45) * (sozstat,hoch) = 0,068	e

Effekt index by ow by sozstat by sozstatv:

Y (index,postmat)*(ow,Ost)*(sozstat,niedrig)*(sozstatv,niedrig) = 0,001	a
Y (index,postmat)*(ow,Ost)*(sozstat,niedrig)*(sozstatv,mittel) = -0,079	a
Y (index,postmat)*(ow,Ost)*(sozstat,niedrig)*(sozstatv,hoch) = 0,078	e
Y (index,postmat)*(ow,Ost)*(sozstat,mittel)*(sozstatv,niedrig) = -0,016	a
Y (index,postmat)*(ow,Ost)*(sozstat,mittel)*(sozstatv,mittel) = 0,125	a
Y (index,postmat)*(ow,Ost)*(sozstat,mittel)*(sozstatv,hoch) = -0,109	e
Y (index,postmat)*(ow,Ost)*(sozstat,hoch)*(sozstatv,niedrig) = -0,015	e
Y (index,postmat)*(ow,Ost)*(sozstat,hoch)*(sozstatv,mittel) = -0,046	e
Y (index,postmat)*(ow,Ost)*(sozstat,hoch)*(sozstatv,hoch) = 0,061	e
Y (index,postmat)*(ow,West)*(sozstat,niedrig)*(sozstatv,niedrig) = -0,001	a
Y (index,postmat)*(ow,West)*(sozstat,niedrig)*(sozstatv,mittel) = 0,079	a
Y (index,postmat)*(ow,West)*(sozstat,niedrig)*(sozstatv,hoch) = -0,078	e
Y (index,postmat)*(ow,West)*(sozstat,mittel)*(sozstatv,niedrig) = 0,016	a
Y (index,postmat)*(ow,West)*(sozstat,mittel)*(sozstatv,mittel) = -0,125	a
Y (index,postmat)*(ow,West)*(sozstat,mittel)*(sozstatv,hoch) = 0,109	e
Y (index,postmat)*(ow,West)*(sozstat,hoch)*(sozstatv,niedrig) = 0,015	e
Y (index,postmat)*(ow,West)*(sozstat,hoch)*(sozstatv,mittel) = 0,046	e
Y (index,postmat)*(ow,West)*(sozstat,hoch)*(sozstatv,hoch) = -0,061	e
Y (index,mat)*(ow,Ost)*(sozstat,niedrig)*(sozstatv,niedrig) = -0,001	a
Y (index,mat)*(ow,Ost)*(sozstat,niedrig)*(sozstatv,mittel) = 0,079	a
Y (index,mat)*(ow,Ost)*(sozstat,niedrig)*(sozstatv,hoch) = -0,078	e
Y (index,mat)*(ow,Ost)*(sozstat,mittel)*(sozstatv,niedrig) = 0,016	a
Y (index,mat)*(ow,Ost)*(sozstat,mittel)*(sozstatv,mittel) = -0,125	a
Y (index,mat)*(ow,Ost)*(sozstat,mittel)*(sozstatv,hoch) = 0,109	e
Y (index,mat)*(ow,Ost)*(sozstat,hoch)*(sozstatv,niedrig) = 0,015	e
Y (index,mat)*(ow,Ost)*(sozstat,hoch)*(sozstatv,mittel) = 0,046	e
Y (index,mat)*(ow,Ost)*(sozstat,hoch)*(sozstatv,hoch) = -0,061	e
Y (index,mat)*(ow,West)*(sozstat,niedrig)*(sozstatv,niedrig) = 0,001	a
Y (index,mat)*(ow,West)*(sozstat,niedrig)*(sozstatv,mittel) = -0,079	a
Y (index,mat)*(ow,West)*(sozstat,niedrig)*(sozstatv,hoch) = 0,078	e
Y (index,mat)*(ow,West)*(sozstat,mittel)*(sozstatv,niedrig) = -0,016	a
Y (index,mat)*(ow,West)*(sozstat,mittel)*(sozstatv,mittel) = 0,125	a
Y (index,mat)*(ow,West)*(sozstat,mittel)*(sozstatv,hoch) = -0,109	e
Y (index,mat)*(ow,West)*(sozstat,hoch)*(sozstatv,niedrig) = -0,015	e
Y (index,mat)*(ow,West)*(sozstat,hoch)*(sozstatv,mittel) = -0,046	e
Y (index,mat)*(ow,West)*(sozstat,hoch)*(sozstatv,hoch) = 0,061	e

Wie im Abschnitt 9.2 anhand eines logit-loglinearen Modells mit einem Faktor erläutert, dienen die Y-Koeffizienten letztlich zur Vorhersage des Logarithmus des Verhältnisses der Antworthäufigkeiten der Werte "postmat" und "mat" der abhängigen Variablen index bei vorgegebenen Kombinationen von Werten der gegebenen unabhängigen Variablen (Faktoren), in diesem Fall also der Faktoren alter, ow, sozstat und sozstatv.

Als Beispiel wollen wir Personen aus dem Osten betrachten, die der Altersgruppe bis 44 Jahre angehören und deren sozialer Status bzw. der des Vaters niedrig ist.

Zur Vorhersage des Logits

$$\ln \frac{\text{postmat}}{\text{mat}}$$

summieren wir zunächst alle Y-Koeffizienten auf, die mit der vorgegebenen Wertekombination zu tun haben. Es sind dies hier:

Y (index,postmat)*(alter,18-44)	0,251
Y (index,postmat)*(ow,Ost)	-0,183
Y (index,postmat)*(sozstat, niedrig)	-0,141
Y (index,postmat)*(sozstatv,niedrig)	-0,188
Y (index,postmat)*(alter,18-44) * (sozstat,niedrig)	0,030
Y (index,postmat)*(ow,Ost)*(sozstat,niedrig)*(sozstatv,niedrig) =	0,001

	-0,230

Würden wir bei den Y-Koeffizienten anstelle des Wertes "postmat" den Wert "mat" einsetzen, würden wir den Logit

$$\ln \frac{\text{mat}}{\text{postmat}}$$

vorhersagen.

Für die Vorhersage des Logits ist die Koeffizientensumme zu verdoppeln:

$$\ln \frac{\text{postmat}}{\text{mat}} = 2 * (-0,230) = -0,460$$

$$\frac{\text{postmat}}{\text{mat}} = e^{-0,460} = 0,631$$

Die Antworthäufigkeiten der Werte "postmat" und "mat" bei Personen der Altersklasse 18-44 Jahre aus dem Osten mit niedrigem sozialem Status und niedrigem sozialem Status des Vaters bilden also einen Quotienten von 0,631. Die postmaterialistisch eingestellten Personen sind demnach in der Minderzahl.

Dieses Ergebnis kann anhand der Datendatei anchgeprüft werden, indem nur diejenigen Fälle ausgewählt werden, die der folgenden Bedingung entsprechen:

alter=1 and ow=1 and sozstat=1 and sozstatv=1

Eine Häufigkeitsauszählung der Variablen index ergibt in unserem Fall dann folgendes Bild:

INDEX Inglehart-Index

Value Label	Value	Frequency	Percent	Valid Percent	Cum Percent
postmaterialistisch	1	79	37,8	38,5	38,5
materialistisch	2	126	60,3	61,5	100,0
	.	4	1,9	Missing	
	Total	209	100,0	100,0	

Wir entnehmen daraus das folgende Verhältnis:

$$\frac{\text{postmat}}{\text{mat}} = \frac{79}{126} = 0,627$$

Dieses stimmt mit dem vorhergesagten (0,631) sehr gut überein.

Positive Y-Koeffizienten wirken bei der Vorhersage des Logits in Richtung auf die im Zähler genannte Kategorie, negative Y-Koeffizienten auf die im Nenner stehende Kategorie. Die Einwirkung ist desto stärker, je größer der Betrag des Y-Koeffizienten ist.

So kann man eine Reihenfolge (Ranking) der Y-Koeffizienten etwa im Hinblick auf eine Einwirkung in Richtung der Kategorie "postmat" aufstellen:

Y (index,postmat) * (alter,18-44)	= 0,251
Y (index,postmat) * (ow, West)	= 0,183
Y (index,postmat) * (sozstatv,hoch)	= 0,148
Y (index,postmat) * (sozstat,hoch)	= 0,084

Effekte höherer Ordnung sind nicht aufgeführt. Den stärksten Einfluß auf eine postmaterialistische Einstellung hat also das Alter (Gruppe 18-44 Jahre), gefolgt vom Ost-West-Split (West), dem sozialen Status des Vaters (hoch) und dem eigenen sozialen Status (hoch).

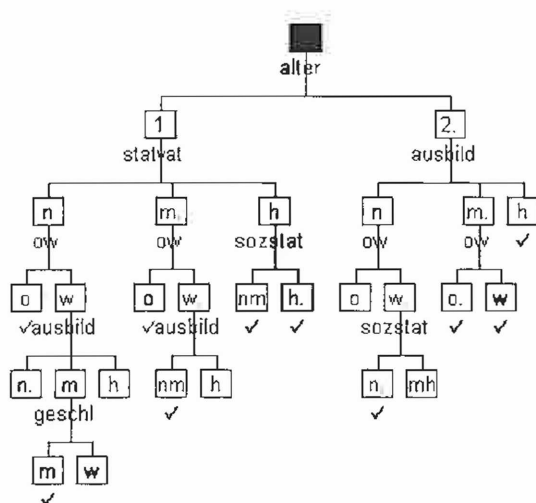
Auch diese Rechnungen stimmen mit den Theoremen Ingleharts recht gut überein.

10. CHAID-Analyse

CHAID (CHI-squared Automatic Interaction Detector) teilt eine Population anhand von vorgegebenen kategorialen Vorhersagevariablen (Prädikatoren) in verschiedene Teilpopulationen (Segmente) ein, so daß eine abhängige Variable in den verschiedenen Segmenten signifikant unterschiedliche Ausprägungen hat. (12) Die einzelnen Segmente können dann bezüglich des Grades dieser Ausprägungen in eine Reihenfolge gebracht werden. Um das SPSS-Modul CHAID zu demonstrieren, ist eine Überprüfung der Inglehartschen Theoreme anhand des ALLBUS sehr geeignet.

In die folgende Rechnung geht die Variable ih, d. h. der dichotomisierte Inglehart-Index, als abhängige Variable ein, die Variablen sozstat, ausbild, statvat, geschl (Geschlecht) und ow als Prädikatoren.

Wir erhalten als Kurzfassung folgendes Baumdiagramm (Langfassung siehe Abbildung 1):

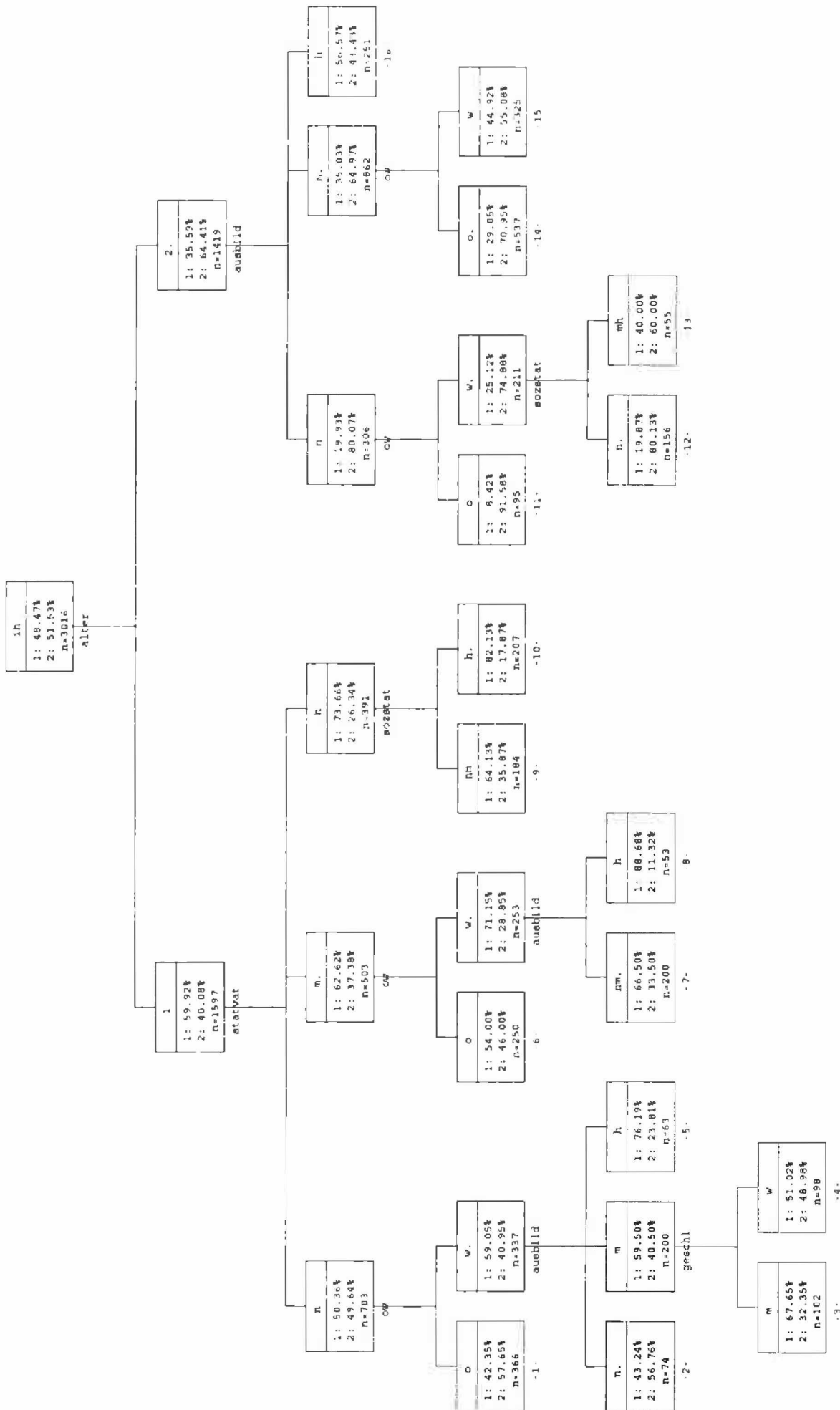


Das schwarze Kästchen markiert den root node, in unserem Fall die Variable ih (Inglehart-Index). Die wichtigste Prädiktorvariable ist die Variable alter. Bei den Jüngeren (1= bis 45 Jahre), ist der nächstwichtige Prädiktor statvat, d. h. der soziale Status des Vaters (trichotomisiert: n = niedrig, m = mittel, h = hoch); es folgen weitere Unterteilungen. Bei den Älteren (2= ab 45 Jahre) ist der nächstwichtige Prädiktor die Ausbildung des Befragten (trichotomisiert: n = niedrig, m = mittel, h = hoch). Als drittwichtigster Prädiktor spielt hier der Ost-West-Split eine Rolle (o = Ost, w = West). Diejenigen Befragten aus dem Westen lassen sich auf der Grundlage der Chi-Squares noch einmal signifikant in ein Segment einteilen mit niedrigem sozialen Status des Vaters (n) sowie ein Segment mit mittlerem oder hohem Status des Vaters (mh). Die so erzeugten Teilpopulationen sind im folgenden, nach abnehmendem Anteil an Postmaterialisten, zusammengestellt:

Alter	Status des Vaters	eigener sozialer Status	Ausbildung	Ost-West	Geschlecht	%-Anteil Postmat.
18-44	mittel		hoch	west		88,68
18-44	hoch	hoch				82,13
18-44	niedrig		hoch	west		76,19
18-44	niedrig		mittel	west	männlich	67,65
18-44	mittel		niedrig / mittel	west		66,50
18-44	hoch	niedrig/ mittel				64,13
ab 45			hoch			56,57
18-44	mittel			ost		54,00
18-44	niedrig		mittel	west	weiblich	51,02
ab 45			mittel	west		44,92
18-44	niedrig		niedrig	west		43,24
18-44	niedrig			ost		42,35
ab 45		mittel/hoch	niedrig	west		40,00
ab 45			mittel	ost		29,05
ab 45	niedrig		niedrig	west		19,87
ab 45			niedrig	ost		8,42

Anhand der Übersicht über die gebildeten Teilpopulationen können Extremgruppen abgelesen werden: Den höchsten Anteil an Postmaterialisten finden wir danach bei Personen mit mittlerem oder hohem Status des Vaters, hohem eigenem sozialen Status oder Ausbildung, aus dem Westen; den mit Abstand niedrigsten Anteil an Postmaterialisten finden wir bei Personen aus dem Osten mit niedriger Ausbildung. Auch diese Analyse deckt sich mit den Aussagen von Inglehart recht gut.

Abbildung 1: Baumdiagramm (Langfassung)



11. Resümée

Mit dem vorliegenden Aufsatz wollten wir Möglichkeiten eines erfolgreichen Einsatzes des ALLBUS in der Methodenausbildung aufweisen. Die Erarbeitung und Überprüfung des Wertewandel-Theorems Ronald Ingleharts anhand des ALLBUS scheint uns ein positives Beispiel zu sein, zumal Theorie und Empirie eng miteinander verknüpft werden können. Das Wertewandel-Theorem eignet sich vor allem, um Methoden zu präsentieren, die, wie das logit-loglineare Verfahren, im sozialwissenschaftlichen Bereich viele Möglichkeiten bieten, die jedoch zur Zeit nur unzureichend genutzt werden. Auch für die Präsentation des SPSS Moduls CHAID bietet das Beispiel viele Ansatzpunkte. Nicht zuletzt ergeben sich für die Einbeziehung moderner Medien wie des Internets produktive Aspekte.

Anschrift des Autors:

Achim Bühl
Philipps-Universität Marburg
Fachbereich Gesellschaftswissenschaften und Philosophie
Institut für Soziologie
Block D, Erdgeschoss
Tel. 06421/282138
e-mail: buehl@nws.fb03.uni-marburg.de
Wilhelm-Röpke-Straße 6
35039 Marburg

Anmerkungen:

- (1) Zur Methodenlehre mit ALLBUS-Daten folglich auch: Reinhard Wittenberg: Methodenlehre mit ALLBUS-Daten. In: Soziologie 1/1988, S. 99ff.
- (2) Zur Diskriminanzanalyse und zu loglinearen Modellen vgl.: Achim Bühl, Peter Zöfel: SPSS für Windows Version 6.1. Praxisorientierte Einführung in die moderne Datenanalyse. Zweite überarbeitete und erweiterte Auflage, Bonn, Paris, Reading, 1995, 624 Seiten.
Zur CHAID-Analyse vgl.: Achim Bühl, Peter Zöfel: Professionelle Datenanalyse mit SPSS für Windows. Die Module Tables, Trends, CHAID, Categories und LISREL. Bonn, Paris, Reading, 1995, ca. 550 Seiten (im Erscheinen).
- (3) Im folgenden gehen wir dabei von der SPSS-Syntax aus, bzgl. der Bedienung der entsprechenden Prozeduren via Dialogboxen siehe: Bühl, Zöfel: SPSS für Windows Version 6.1, a.a.o.
- (4) Vgl. Einleitung zu: Ronald Inglehart: Kultureller Umbruch. Wertewandel in der westlichen Welt. Frankfurt/Main, New York, 1995, S. 11ff.
Als erster Einstieg auch: Ronald Inglehart: Vergleichende Wertewandelforschung. In: Berg-Schlosser/Müller-Rommel (Hrsg.): Vergleichende Politikwissenschaft. Opladen, S. 125-143
- (5) Ronald Inglehart: Kultureller Umbruch, a.a.o.
- (6) Als Hardcover-Text empfiehlt sich: Michael Braun u. a.: Die Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (ALLBUS): Rückblick und Ausblick in die neunziger Jahre. In: ZUMA-Nachrichten, Nr. 29, November 1991
- (7) Siehe vor allem: Ronald Inglehart: The Silent Revolution in Europe. In: American Political Science Review, 1971, S. 991-1017; sowie: Ronald Inglehart: The Silent Revolution: Changing Values and Political Styles among Western Politics. Princeton, 1977.
- (8) "... zeigen vorsichtige Hochrechnungen, die allein den Generationswechsel berücksichtigen, daß es im Jahr 2000 nur noch geringfügig mehr Materialisten als Postmaterialisten geben wird. Hier könnte der Umschlagspunkt im Verhältnis zwischen den beiden Werttypen liegen ..." (Inglehart: Kultureller Umbruch, a.a.o., S. 136)
- (9) "Aber wir dürfen auch die Mängel dieses Indexes nicht übersehen. Ein entscheidender Mangel liegt darin, daß er auf nur vier Items beruht. Dadurch reagiert er möglicherweise übermäßig sensibel auf kurzfristige Einflüsse." (Inglehart: Kultureller Umbruch, a.a.o., S. 170).
- "... ein noch umfassender Index würde das Risiko auf eine noch größere Anzahl von Items verteilen und damit die Wahrscheinlichkeit verringern, daß die Wertung eines Befragten durch ein aktuelles Ereignis übermäßig verzerrt wird. Außerdem würden sich bei einem Index auf breiterer Basis auch Meßfehler weniger stark auswirken." (Inglehart: Kultureller Umbruch, a.a.o., S. 170 ff.).
- Im Jahre 1973 verwendete Inglehart erstmals einen 12-er Index.
- (10) Es ergeben sich ähnliche Werte. Zur logistischen Regression vgl.: Bühl, Zöfel: SPSS für Windows, Kap. 16.4., a.a.o., S. 328 ff.
- (11) Die Präsentation des logit-loglinearen Verfahrens wurde von mir gemeinsam mit Peter Zöfel für den zweiten Band unserer modernen Datenanalyse erarbeitet, vgl.: Bühl, Zöfel: Professionelle Datenanalyse mit SPSS für Windows, a.a.o.
- (12) Ausführlich zur CHAID-Analyse sowie zur Bedienung dieses SPSS-Moduls: Bühl, Zöfel: Professionelle Datenanalyse mit SPSS für Windows, a.a.o.

Literatur:

- Böltken, F.; Jagodinsky, W. Sekundäranalyse von Umfragedaten aus dem Zentralarchiv: Postmaterialismus in der Krise. In: ZA-Information 12, Köln, 1983, S. 11-20
- Böltken, F.; Jagodinsky, W. Viel Lärm um Nichts? Zur "Stillen Revolution" in der Bundesrepublik Deutschland 1970-1980. In: Stiksrud, A. (Hrsg.): Jugend und Werte. Aspekte einer Politischen Psychologie des Jugendalters, Weinheim, 1984, S. 60-85
- Braun, M.; Mohler, P. Ph. Die Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (ALLBUS): Rückblick und Ausblick in die neunziger Jahre. In: ZUMA-Nachrichten, Nr. 29, November 1991, S. 7-28
- Braun, M.; u. a. Methodenbericht zur Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (ALLBUS) 1992. In: ZUMA-Arbeitsbericht Nr. 93/11
- Bühl, A.; Zöfel, P. SPSS für Windows Version 6.1. Praxisorientierte Einführung in die moderne Datenanalyse. Zweite, überarbeitete und erweiterte Auflage, Bonn, Paris, Reading, 1995
- Bühl, A.; Zöfel, P. Professionelle Datenanalyse mit SPSS für Windows. Die Module Tables, Trends, CHAID, Categories und Lisrel. Bonn, Paris, Reading, 1995 (in Vorbereitung)
- Dittrich, K. H. Wertorientierungen, Zeitwahrnehmung und politischer Protest. Eine empirische Untersuchung zur Struktur und Veränderung von Orientierungsmerkmalen, Speyer 1984
- Flanagan, S.C. Changing values in advanced industrial societies. Inglehart's silent revolution from the perspective of Japanese findings. In: Comparative Political Studies 14, 1982, S. 403-444
- Gabriel, O. Politische Kultur, Postmaterialismus und Materialismus in der Bundesrepublik Deutschland, Opladen 1986
- Groß, H. Postmaterialistische Einstellungen in Elite und Bevölkerung. In: Klages, H. u. a.: Werte und Wandel. Ergebnisse und Methoden einer Forschungstradition, Frankfurt/Main, 1992
- Hagstotz, W. Welcher Inglehart-Index ist der richtige? Methodische Anmerkungen zur Messung von WO. In: ZUMA-Nachrichten 16, 1985, S. 16-38
- Herz, I. Der Wandel von Wertvorstellungen in westlichen Industriegesellschaften. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 31, Heft 2, 1979, S. 282-302
- Hoffmeyer-Zlotnik, J.H.P. Operationalisierung von "Beruf" als zentrale Variable zur Messung von sozio-ökonomischen Status. In: ZUMA-Nachrichten 32, 1993, S. 135-141
- Inglehart, R. The Silent Revolution in Europe. In: American Political Science Review, 1971, S. 991-1017
- Inglehart, R. The Silent Revolution: Changing Values and Political Styles Among Western Publics. Princeton, 1977
- Inglehart, R. Wertewandel und politisches Verhalten. In: Matthes, J. (Hrsg.) Sozialer Wandel in Westeuropa. Frankfurt/Main 1979
- Inglehart, R. Post-Materialism in an Environment of Insecurity. In: American Political Science Review, 1981, S. 880-900
- Inglehart, R. The Persistence of Materialist and Post-Materialist Value Orientations. In: European Journal of Political Research, 1983, S. 81-91
- Inglehart, R. Values, Ideology, and Cognitive Mobilization in New Social Movements. In: Dalton, R., Küchler, M. (Hrsg.), Challenging the Political Order, S. 43-66, Oxford 1990
- Inglehart, R. Vergleichende Wertewandelforschung. In: Berg-Schlosser/Müller-Rommel (Hrsg.): Vergleichende Politikwissenschaft, Opladen, 1992, S. 125-143
- Inglehart, R. Kultureller Umbruch. Wertewandel in der westlichen Welt. Frankfurt/Main, New York 1995
- Inglehart, R. Zusammenhang zwischen sozioökonomischen Bedingungen und individuellen Wertprioritäten. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 1980, S. 144-153
- Jagodinsky, W. Gibt es einen intergenerationellen Wertewandel zum Postmaterialismus? In: Zeitschrift für Sozialforschung und Erziehungssoziologie 5/1985, S. 71-88

- Jennings, M. K. The intergenerational transfer of political ideologies in eight Western democracies. In: *European Journal of Political Research*, 12/1984, S. 261-176
- Klages, H.; Herbert, W. Wertorientierungen und Staatsbezug. Untersuchungen zur politischen Kultur in der Bundesrepublik Deutschland, Frankfurt/Main 1985
- Klages, H.; Kmeciak, P. Wertewandel und gesellschaftlicher Wandel, Frankfurt/Main 1979
Koch, A. u. a. Konzeption und Durchführung der Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (ALLBUS) 1994. In: ZUMA-Arbeitsbericht Nr. 90/09
- Krebs, D. u. a. Materialismus-Postmaterialismus: Effekte unterschiedlicher Frageformulierungen bei der Messung des Konzeptes von Inglehart. In: ZUMA-Nachrichten 24, Mai 1989
- Lehner, F. Die "stille Revolution". Zur Theorie und Realität des Wertewandels in hochindustrialisierten Gesellschaften. In: Klages, H. u. a.: Wertewandel und gesellschaftlicher Wandel, Frankfurt/Main, 1979
- Maslow, A.H. Motivation and Personality. New York 1970
- ZUMA ZUMA 16: Welcher Inglehart-Index ist der richtige? Methodische Anmerkungen zur Messung von Wertorientierungen, S. 16-38

ZUMA-Arbeitsberichte

- 80/15 Gerhard Arminger, Willibald Nagl, Karl F. Schuessler
Methoden der Analyse zeitbezogener Daten. Vortragsskripten der ZUMA
Arbeitstagung vom 25.9. bis 5.10.79
- 81/07 Erika Brückner, Hans-Peter Kirschner, Rolf Porst, Peter Prüfer, Peter Schmidt
Methodenbericht zum "ALLBUS 1980"
- 81/19 Manfred Küchler, Thomas P. Wilson, Don H. Zimmerman
Integration von qualitativen und quantitativen Forschungsansätzen
- 82/03 Gerhard Arminger, Horst Busse, Manfred Küchler
Verallgemeinerte Lineare Modelle in der empirischen Sozialforschung
- 82/08 Glenn R. Carroll
Dynamic analysis of discrete dependent variables: A didactic essay
- 82/09 Manfred Küchler
Zur Messung der Stabilität von Wählerpotentialen
- 82/10 Manfred Küchler
Zur Konstanz der Recallfrage
- 82/12 Rolf Porst
"ALLBUS 1982" - Systematische Variablenübersicht und erste Ansätze zu
einer Kritik des Fragenprogramms
- 82/13 Peter Ph. Mohler
SAR - Simple AND Retrieval mit dem Siemens-EDT-
Textmanipulationsprogramm
- 82/14 Cornelia Krauth
Vergleichsstudien zum "ALLBUS 1980"
- 82/21 Werner Hagstotz, Hans-Peter Kirschner, Rolf Porst, Peter Prüfer
Methodenbericht zum "ALLBUS 1982"
- 83/09 Bernd Wegener
Two approaches to the analysis of judgments of prestige: Interindividual
differences and the general scale
- 83/11 Rolf Porst
Synopsis der ALLBUS-Variablen. Die Systematik des ALLBUS-
Fragenprogramms und ihre inhaltliche Ausgestaltung im ALLBUS 1980 und
ALLBUS 1982
- 84/01 Manfred Küchler, Peter Ph. Mohler
Qualshop (ZUMA-Arbeitstagung zum "Datenmanagement bei qualitativen
Erhebungsverfahren") - Sammlung von Arbeitspapieren und -berichten,
Teil I + II
- 84/02 Bernd Wegener
Gibt es Sozialprestige? Konstruktion und Validität der Magnitude-Prestige-
Skala
- 84/03 Peter Prüfer, Margrit Rexroth
Erfahrungen mit einer Technik zur Bewertung von Interviewerverhalten

- 84/04 Frank Faulbaum
Ergebnisse der Methodenstudie zur internationalen Vergleichbarkeit von Einstellungsskalen in der Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (ALLBUS) 1982
- 84/05 Jürgen Hoffmeyer-Zlotnik
Wohnquartiersbeschreibung. Ein Instrument zur Bestimmung des sozialen Status von Zielhaushalten
- 84/07 Gabriele Hippler, Hans-Jürgen Hippler
Reducing Refusal Rates in the Case of Threatening Questions: The "Door-in-the-Face" Technique
- 85/01 Hartmut Esser
Befragtenverhalten als "rationales Handeln" - Zur Erklärung von Antwortverzerrungen in Interviews
- 85/03 Rolf Porst, Peter Prüfer, Michael Wiedenbeck, Klaus Zeifang
Methodenbericht zum "ALLBUS 1984"
- 86/01 Dagmar Krebs
Zur Konstruktion von Einstellungsskalen im interkulturellen Vergleich
- 86/02 Hartmut Esser
Können Befragte lügen? Zum Konzept des "wahren Wertes" im Rahmen der handlungstheoretischen Erklärung von Situationseinflüssen bei der Befragung
- 86/03 Bernd Wegener
Prestige and Status as Function of Unit Size
- 86/04 Frank Faulbaum
Very Soft Modeling: The Logical Specification and Analysis of Complex Process Explanations with Arbitrary Degrees of Underidentification and Variables of Arbitrary Aggregation and Measurement Levels
- 86/05 Peter Prüfer, Margrit Rexroth (Übersetzung Dorothy Duncan)
On the Use of the Interaction Coding Technique
- 86/06 Hans-Peter Kirschner
Zur Kessler-Greenberg-Zerlegung der Varianz der Meßdifferenz zwischen zwei Meßzeitpunkten einer Panel-Befragung
- 86/07 Georg Erdmann
Ansätze zur Abbildung sozialer Systeme mittels nicht-linearer dynamischer Modelle
- 86/09 Heiner Ritter
Einige Ergebnisse von Vergleichstests zwischen den PC- und Mainframe-Versionen von SPSS und SAS
- 86/11 Günter Rothe
Bootstrap in generalisierten linearen Modellen
- 87/01 Klaus Zeifang
Die Test-Retest-Studie zum ALLBUS 1984 - Tabellenband
- 87/02 Klaus Zeifang
Die Test-Retest-Studie zum ALLBUS 1984 - Abschlußbericht
- 87/04 Barbara Erbslöh, Michael Wiedenbeck
Methodenbericht zum "ALLBUS 1986"
- 87/05 Norbert Schwarz, Julia Bienias
What Mediates the Impact of Response Alternatives on Behavioral Reports?

- 87/06 Norbert Schwarz, Fritz Strack, Gesine Müller, Brigitte Chassein
The Range of Response Alternatives may determine the Meaning of the Question: Further Evidence on Informative Functions of Response Alternatives
- 87/07 Fritz Strack, Leonard L. Martin, Norbert Schwarz
The Context Paradox in Attitude Surveys: Assimilation or Contrast?
- 87/08 Gudmund R. Iversen
Introduction to Contextual Analysis
- 87/09 Seymour Sudman, Norbert Schwarz
Contributions of Cognitive Psychology to Data Collection in Marketing Research
- 87/10 Norbert Schwarz, Fritz Strack, Denis Hilton, Gabi Naderer
Base-Rates, Representativeness, and the Logic of Conversation
- 87/11 George F. Bishop, Hans-Jürgen Hippler, Norbert Schwarz, Fritz Strack
A Comparison of Response Effects in Self-Administered and Telephone Surveys
- 87/12 Norbert Schwarz
Stimmung als Information. Zum Einfluß von Stimmungen und Emotionen auf evaluative Urteile
- 88/01 Antje Nebel, Fritz Strack, Norbert Schwarz
Tests als Treatment: Wie die psychologische Messung ihren Gegenstand verändert
- 88/02 Gerd Bohner, Herbert Bless, Norbert Schwarz, Fritz Strack
What Triggers Causal Attributions? The Impact of Valence and Subjective Probability
- 88/03 Norbert Schwarz, Fritz Strack
The Survey Interview and the Logic of Conversation: Implications for Questionnaire Construction
- 88/04 Hans-Jürgen Hippler, Norbert Schwarz
"No Opinion"-Filters: A Cognitive Perspective
- 88/05 Norbert Schwarz, Fritz Strack
Evaluating One's Life: A Judgment of Subjective Well-Being
- 88/06 Norbert Schwarz, Herbert Bless, Gerd Bohner, Uwe Harlacher, Margit Kellenbenz
Response Scales as Frames of Reference: The Impact of Frequency Range on Diagnostic Judgments
- 88/07 Michael Braun
ALLBUS-Bibliographie (7. Fassung, Stand: 30.6.88)
- 88/08 Günter Rothe
Ein Ansatz zur Konstruktion inferenzstatistisch verwertbarer Indices
- 88/09 Ute Hauck, Reiner Trometer
Methodenbericht International Social Survey Program - ISSP 1987
- 88/10 Norbert Schwarz
Assessing frequency reports of mundane behaviors: Contributions of cognitive psychology to questionnaire construction
- 88/11 Norbert Schwarz, B. Scheuring (sub.)
Judgments of relationship satisfaction: Inter- and intraindividual comparison strategies as a function of questionnaire structure
- 88/12 Rolf Porst, Michael Schneid
Ausfälle und Verweigerungen bei Panelbefragungen - Ein Beispiel -

- 88/13 Cornelia Züll
SPSS-X. Anmerkungen zur Siemens BS2000 Version
- 88/14 Michael Schneid
Datenerhebung am PC - Vergleich der Interviewprogramme "internerv+" und "THIS"
- 88/15 Norbert Schwarz, Bettina Scheuring
Die Vergleichsrichtung bestimmt das Ergebnis von Vergleichsprozessen: Ist - Idealdiskrepanzen in der Partnerwahrnehmung
- 88/16 Norbert Schwarz, Bettina Scheuring
Die Vergleichsrichtung bestimmt das Ergebnis von Vergleichsprozessen: Ist - Idealdiskrepanzen in der Beziehungsbeurteilung
- 89/01 Norbert Schwarz, George F. Bishop, Hans-J. Hippler, Fritz Strack
Psychological Sources of Response Effects in Self-Administered And Telephone Surveys
- 89/02 Michael Braun, Reiner Trometer, Michael Wiedenbeck
Methodenbericht. Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften - ALLBUS 1988
- 89/03 Norbert Schwarz
Feelings as Information: Informational and Motivational Functions of Affective States
- 89/04 Günter Rothe
Jackknife and Bootstrap: Resampling-Verfahren zur Genauigkeitsschätzung von Parameterschätzungen
- 89/05 Herbert Bless, Gerd Bohner, Norbert Schwarz und Fritz Strack
Happy and Mindless? Moods and the Processing of Persuasive Communications
- 89/06 Gerd Bohner, Norbert Schwarz und Stefan E. Hormuth
Die Stimmungs-Skala: Eine deutsche Version des "Mood Survey" von Underwood und Froming
- 89/07 Ulrich Mueller
Evolutionary Fundamentals of Social Inequality, Dominance and Cooperation
- 89/08 Robert Huckfeldt
Noncompliance and the Limits of Coercion: The Problematic Enforcement of Unpopular Laws
- 89/09 Peter Ph. Mohler, Katja Frehsen und Ute Hauck
CUI - Computerunterstützte Inhaltsanalyse. Grundzüge und Auswahlbibliographie zu neueren Anwendungen
- 89/10 Cornelia Züll, Peter Ph. Mohler
Der General Inquirer III - Ein Dinosaurier für die historische Forschung
- 89/11 Fritz Strack, Norbert Schwarz, Brigitte Chassein, Dieter Kern, Dirk Wagner
The Salience of Comparison Standards and the Activation of Social Norms: Consequences for Judgments of Happiness and their Communication
- 89/12 Jutta Kreiselmaier, Rolf Porst
Methodische Probleme bei der Durchführung telefonischer Befragungen: Stichprobenziehung und Ermittlung von Zielpersonen, Ausschöpfung und Nonresponse, Qualität der Daten
- 89/13 Rainer Mathes
Modulsystem und Netzwerktechnik. Neuere inhaltsanalytische Verfahren zur Analyse von Kommunikationsinhalten

- 89/14 Jutta Kreiselmeier, Peter Prüfer, Margrit Rexroth
Der Interviewer im Pretest. Evaluation der Interviewerleistung und Entwurf eines neuen Pretestkonzepts. April 1989
- 89/15 Henrik Tham
Crime as a Social Indicator
- 89/16 Ulrich Mueller
Expanding the Theoretical and Methodological Framework of Social Dilemma Research
- 89/17 Hans-J. Hippler, Norbert Schwarz, Elisabeth Noelle-Neumann
Response Order Effects in Dichotomous Questions: The Impact of Administration Mode
- 89/18 Norbert Schwarz, Hans-J. Hippler, Elisabeth Noelle-Neumann, Thomas Münkkel
Response Order Effects in Long Lists: Primacy, Recency, and Asymmetric Contrast Effects
- 89/19 Wolfgang Meyer
Umweltberichterstattung in der Bundesrepublik Deutschland
- 89/20 Michael Braun, Reiner Trometer
ALLBUS Bibliographie (8. Fassung, Stand: 30.6.1989)
- 89/21 Günter Rothe
Gewichtungen zur Anpassung an Statusvariablen. Eine Untersuchung am ALLBUS 1986
- 89/22 Norbert Schwarz, Thomas Münkkel, Hans-J. Hippler
What determines a "Perspective"? Contrast Effects as a Function of the Dimension Tapped by Preceding Questions
- 89/23 Norbert Schwarz, Andreas Bayer
Variationen der Fragenreihenfolge als Instrument der Kausalitätsprüfung: Eine Untersuchung zur Neutralisationstheorie devianten Verhaltens
- 90/01 Norbert Schwarz, Andreas Bayer
Assimilation and Contrast Effects in Part-Whole Question Sequences: A Conversational Logic Analysis
- 90/02 Norbert Schwarz, Fritz Strack, Hans-J. Hippler, George Bishop
The Impact of Administration Mode on Response Effects in Survey Measurement
- 90/03 Norbert Schwarz, Herbert Bless, Gerd Böhner
Mood and Persuasion: Affective States Influence the Processing of Persuasive Communications
- 90/04 Michael Braun, Reiner Trometer
ALLBUS-Bibliographie 90
- 90/05 Norbert Schwarz, Fritz Strack
Context Effects in Attitude Surveys: Applying Cognitive Theory to Social Research
- 90/06 Norbert Schwarz, Herbert Bless, Fritz Strack, Gisela Klumpp, Annette Simons
Ease of Retrieval as Information: Another Look at the Availability Heuristic
- 90/07 Norbert Schwarz, Fritz Strack, Hans-J. Hippler
Kognitionspsychologie und Umfrageforschung: Themen und Befunde eines interdisziplinären Forschungsgebietes
- 90/08 Norbert Schwarz, Hans-J. Hippler
Response Alternatives: The Impact of their Choice and Presentation Order

- 90/09 Achim Koch
Externe Vergleichsdaten zum ALLBUS 1984, 1986, 1988
- 90/10 Norbert Schwarz, Bärbel Knäuper, Hans-J. Hippler, Elisabeth Noelle-Neumann, Leslie Clark
Rating Scales: Numeric Values May Change the Meaning of Scale Labels
- 91/01 Denis J. Hilton
Conversational Inference and Rational Judgment
- 91/02 Denis J. Hilton
A Conversational Model of Causal Explanation
- 91/03 Mood Effects on Interpersonal Preferences: Evidence for Motivated Processing Strategies
- 91/04 Joseph P. Forgas
Affective Influences on Interpersonal Perception
- 91/05 Norbert Schwarz, Herbert Bless
Constructing Reality and Its Alternatives: An Inclusion/Exclusion Model of Assimilation and Contrast Effects in Social Judgment
- 91/06 Herbert Bless, Roland F. Fellhauer, Gerd Bohner, Norbert Schwarz
Need for Cognition: Eine Skala zur Erfassung von Engagement und Freude bei Denkaufgaben
- 91/07 Norbert Schwarz, Bärbel Knäuper, E. Tory Higgins
Der Einfluß von Rangordnungsaufgaben auf nachfolgende Denkprozesse: Zur Aktivierung prozeduraler Sets
- 91/08 Bettina Scheuring, Norbert Schwarz
Selbstberichtete Verhaltens- und Symptommhäufigkeiten: Was Befragte aus Antwortvorgaben des Fragebogens lernen
- 91/09 Norbert Schwarz, Herbert Bless
Scandals and the Public's Trust in Politicians: Assimilation and Contrast Effects
- 91/10 Rolf Porst
Ausfälle und Verweigerungen bei einer telefonischen Befragung
- 91/11 Uwe Blien, Heike Wirth, Michael Müller
Identification risk for microdata stemming from official statistics
- 91/12 Petra Beckmann
Methodological Report ISSP 1989
- 91/13 Martina Wasmer, Achim Koch, Michael Wiedenbeck
Methodenbericht zur "Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften" (ALLBUS) 1990
- 91/14 Uwe Blien, Oded Löwenbein
Einkommensanalysen auf der Grundlage amtlicher Daten und Umfragedaten: Ergebnisse zur betrieblichen Seniorität und Arbeitslosigkeit
- 91/15 Petra Beckmann, Peter Mohler, Rolf Uher
ISSP Basic Information on the ISSP Data Collection 1985 -1994
- 91/16 Norbert Schwarz
In welcher Reihenfolge fragen? Kontexteffekte in standardisierten Befragungen
- 91/17 Ellen D. Riggle, Victor C. Ottati, Robert S. Wyer, Jr., James Kuklinski, Norbert Schwarz
Bases of Political Judgments: The Role of Stereotypic and Non-stereotypic Information

- 91/18 Dagmar Krebs
Was ist sozial erwünscht? Der Grad sozialer Erwünschtheit von Einstellungselementen
- 91/19 Michael Braun, Reiner Trommer
ALLBUS-Bibliographie
- 91/20 Michael Schneider
Einsatz computergestützter Befragungssysteme in der Bundesrepublik Deutschland
- 91/21 Rolf Porst, Michael Schneider
Software-Anforderungen an computergestützte Befragungssysteme
- 91/22 Ulrich Mueller
The Reproductive Success of the Elites in Germany, Great Britain, Japan and the USA during the 19th and 20th Century
- 92/01 P.H. Hartmann, B. Schimpl-Neimanns
Zur Repräsentativität sozio-demographischer Merkmale des ALLBUS - multivariate Analysen zum Mittelschichtbias der Umfrageforschung
- 92/02 Gerd Bohner, Kimberly Crow, Hans-Peter Erb, Norbert Schwarz
Affect and Persuasion: Mood Effects on the Processing of Message Content and Context Cues and on Subsequent Behavior
- 92/03 Herbert Bless, Gerd Bohner, Traudel Hild, Norbert Schwarz
Asking Difficult Questions: Task Complexity Increases the Impact of Response Alternatives
- 92/04 Wolfgang Bandilla, Siegfried Gabler, Michael Wiedenbeck
Methodenbericht zum DFG-Projekt ALLBUS Baseline-Studie
- 92/05 Frank Faulbaum
Von der Variablenanalyse zur Evaluation von Handlungs- und Prozeßzusammenhängen
- 92/06 Ingwer Borg
Überlegungen und Untersuchungen zur Messung der subjektiven Unsicherheit der Arbeitsstelle
- 92/07 Ingwer Borg, Michael Braun
Arbeitsethik und Arbeitsinvolvement als Moderatoren der psychologischen Auswirkungen von Arbeitsunsicherheit
- 92/08 Eleanor Singer, Hans-Jürgen Hippler, Norbert Schwarz
Confidentiality Assurances in Surveys: Reassurance or Threat?
- 92/09 Herbert Bless, Diane M. Mackie, Norbert Schwarz
Mood Effects on Attitude Judgments: The Independent Effects of Mood before and after Message Elaboration
- 92/10 Ulrich Mueller, Carola Schmid
Ehehäufigkeit und Fruchtbarkeit weiblicher Mitglieder der deutschen Elite
- 92/11 Herbert Bless, Fritz Strack, Norbert Schwarz
The Informative Functions of Research Procedures: Bias and the Logic of Conversation
- 92/12 Norbert Schwarz, Herbert Bless, Michaela Wänke
Subjective Assessment and Evaluation of Change: Lessons from Social Cognition Research
- 92/13 Norbert Schwarz, Hans-J. Hippler
Buffer Items: When Do They Buffer and When Don't They?

- 92/14 Hans-J. Hippler, Norbert Schwarz
The Impact of Administration Modes on Response Effects in Surveys
- 92/15 Michaela Wänke, Norbert Schwarz
Comparative Judgments: How the Direction of Comparison Determines the Answer
- 92/16 Michael Braun, Reiner Trometer
ALLBUS-Bibliographie (11. Fassung, Stand: 30.6.1992)
- 92/17 Anke Nau, Rolf Porst
Projektbericht ZUMA-Methodenpanel Teil 1: Konzeption, Vorbereitung und Durchführung
- 92/18 Michael Schneid
Handbuch ZUMA-Feldsteuerungsprogramm
- 92/19 Paul Lüttinger, Bernhard Schimpl-Neimanns
Amtliche Bildungsstatistik und empirische Sozialforschung
- 92/20 Rolf Porst, Michael Schneid
Fragebogenschreiben mit Microsoft WORD 5.0: Druckformate, Textbausteine und Makros zur effizienten Gestaltung von Fragebogen
- 92/21 Michael Braun, Jacqueline Scott, Duane F. Alwin
Economic Necessity or Self-Actualization? Attitudes toward Women's Labor-force Participation in the East and West
- 92/22 Duane F. Alwin, Michael Braun, Jacqueline Scott
The Separation of Work and the Family: Attitudes Towards Women's Labour-Force Participation in Germany, Great Britain, and the United States
- 92/23 Michaela Wänke, Norbert Schwarz, Herbert Bless
The Availability Heuristic Revisited: Experienced Ease of Retrieval in Mundane Frequency Estimates
- 93/01 Michael Braun, Carmen Eilinghoff, Siegfried Gabler, Michael Wiedenbeck
Methodenbericht zur Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (ALLBUS) 1992
- 93/02 Michael Häder, Sabine Novossadeck
Einstellungsdynamik in Ostdeutschland. Auswertung von Wiederholungsuntersuchungen zur individuellen Bewältigung des sozialen Wandels
- 93/03 Norbert Schwarz
Judgment in a Social Context: Biases, Shortcomings, and the Logic of Conversation
- 93/04 Norbert Schwarz, Michaela Wänke, Herbert Bless
Subjective Assessments and Evaluations of Change: Some Lessons from Social Cognition Research
- 93/05 Norbert Schwarz
Context Effects in Attitude Measurement
- 93/06 Reiner Trometer
Die Operationalisierung des Klassenschemas nach Goldthorpe im ALLBUS
- 93/07 Carola Schmid
Der Zugang zu den Daten der Demographie
- 93/08 Michael Schneid
Fragebogenschreiben mit Word für Windows

- 93/09 Achim Koch
Die Nutzung demographischer Informationen in den Veröffentlichungen mit ALLBUS-Daten
- 93/10 Helmut Schröder
Über den Zusammenhang zwischen Aktivitäten und Zufriedenheit: "Eine kommunale Seniorenbefragung"
- 93/11 Michael Braun, Reiner Trometer
ALLBUS-Bibliographie, 12. Fassung, Stand: 30.9.93
- 93/12
- 93/13 Steven E. Finkel, Peter R. Schrott
Campaign Effects on Voter Choice in the German Election of 1990
- 93/14 Jürgen Hoffmeyer-Zlotnik, Dagmar Krebs
Subjektive Statuszuweisung; Objektive Schichtmessung
- 93/15 Dagmar Krebs
Richtungseffekte von Itemformulierungen
- 93/16 Dagmar Krebs
Social Desirability: The collective conscience? Judging the degree of social desirability in attitude items
- 93/17 Bernhard Krüger, Heiner Ritter, Cornelia Züll
SPSS Einsatz auf unterschiedlichen Plattformen in einem Netzwerk: Daten und Ergebnisaustausch
- 94/01 Jürgen H.P. Hoffmeyer-Zlotnik, Michael Wiedenbeck
Überlegungen zu Sampling, Qualitätsprüfung und Auswertung von Daten aus Teilpopulationen
- 94/02 Michael Häder, Sabine Häder
Die Grundlagen der Delphi-Methode: - Ein Literaturbericht -
- 94/03 Sabine Häder
Auswahlverfahren bei Telefonumfragen
- 94/04 Peter Prüfer, Margrit Rexroth
Ein Verfahren zur Erfassung von Erhebungsproblemen bei Interviews der Hauptstudie
- 94/05 Michael Häder, Sabine Häder
Ergebnisse einer Experimentellen-Studie zur Delphi-Methode
- 94/06 Bernhard Schimpl-Neimanns, Heike Wirth
Bestandsaufnahme und Nutzungsmöglichkeiten amtlicher Mikrodaten der DDR für Sekundäranalysen zur Bildungs- und Einkommensungleichheit
- 94/07 Norbert Schwarz, Hans-J. Hippler
Subsequent Questions May Influence Answers to Preceding Questions in Mail Surveys
- 94/08 Norbert Schwarz, Hans-J. Hippler
The Numeric Values of Rating Scales: A Comparison of their Impact in Mail Surveys and Telephone Interviews
- 94/09 Norbert Schwarz
Cognition, Communication, and Survey Measurement: Some Implications for Contingent Valuation Surveys
- 94/10 Michael Braun, Reiner Trometer
ALLBUS Bibliographie (13. Fassung, Stand 30.8.94)

- 94/11 Achim Koch, Siegfried Gabler, Michael Braun
Konzeption und Durchführung der allgemeinen
Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften
(ALLBUS) 1994
- 95/01 Michael Schneid
Fragebogenschreiben mit Microsoft Word für Windows
Version 6.0
- 95/02 Michael Schneid
Disk-By-Mail
Eine Alternative zur schriftlichen Befragung?
- 95/03 Michael Schneid
Einsatz computergestützter Befragungssysteme in
Südamerika, Nah-Ost, Asien, Afrika und Australien.
Eine Fax-Umfrage
- 95/04 Rolf Porst, Christa von Briel
Wären Sie vielleicht bereit, sich gegebenenfalls
noch einmal befragen zu lassen? Oder:
Die Gründe für die Teilnahme an Panel-Befragungen
- 95/05 Michael Häder, Sabine Häder, Andreas Ziegler
Punkt- versus Verteilungsschätzungen: Ergebnisse
eines Tests zur Validierung der Delphi-Methode